

**UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**

MESTRADO EM: Matemática Aplicada à Economia e à Gestão

**CURVA DE PHILLIPS PARA PORTUGAL: UMA ABORDAGEM DE
COINTEGRAÇÃO**

Sandra Cristina Casquinha Gancho da Silva Custódio

Orientação: Professor Doutor João Dias

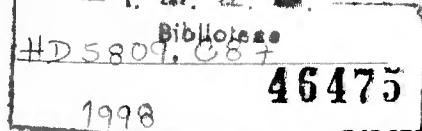
Constituição do júri:

Presidente: Doutor João Manuel Caravana Santos Silva

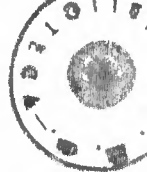
Vogais: Doutor Rui Manuel Campilho Pereira de Menezes
 Doutor João Dias

LISBOA

NOVEMBRO DE 1998



X-96-076077-5



**UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**

MESTRADO EM: Matemática Aplicada à Economia e à Gestão

**CURVA DE PHILLIPS PARA PORTUGAL: UMA ABORDAGEM DE
COINTEGRAÇÃO**

Sandra Cristina Casquinha Gancho da Silva Custódio

Orientação: Professor Doutor João Dias

Constituição do júri:

Presidente: Doutor João Manuel Caravana Santos Silva

Vogais: Doutor Rui Manuel Campilho Pereira de Menezes
Doutor João Dias

LISBOA

NOVEMBRO DE 1998

Curva de Phillips para Portugal: Uma Abordagem de Cointegração

Sandra Cristina Casquinha Gancho da Silva Custódio

Mestrado em: Matemática Aplicada à Economia e à Gestão

Orientador: Professor Doutor João Dias

Provas concluídas em: 20 de Novembro de 1998



RESUMO

A presente dissertação surge no âmbito da disciplina de Econometria I do curso de Mestrado em Matemática Aplicada à Economia e à Gestão, como proposta de um estudo de aplicação, e se possível desenvolvimento, de algumas técnicas econométricas leccionadas ao longo do curso. A este objectivo de carácter mais pedagógico juntou-se um genuíno interesse científico pelo tema: a cointegração é uma matéria “de ponta” no âmbito da econometria, tendo em si mesma um rigoroso suporte teórico em termos estatísticos, sendo naturalmente aplicável a diversas relações económicas.

Neste contexto, é desenvolvido o tema das raízes unitárias e cointegração, propondo modelizações alternativas que passam pela consideração de modelos com mecanismo correctores do erro e análise em termos univariados e multivariados de algumas séries respeitantes à economia Portuguesa. Após a introdução, em termos da vertente económica, do tema referente ao eventual “trade-off” entre o produto-inflação em Portugal, inicia-se o estudo empírico das potenciais relações de cointegração.

Pretendia-se inicialmente especificar uma Curva de Phillips para a economia Portuguesa, que fora já proposta por Carlos Robalo Marques, “Cointegration and the Output-Inflation trade-off”: empirical evidence for Portugal” (1994, Banco de Portugal), como uma oportunidade de alargar conhecimentos e de aplicar técnicas econométricas com um desenvolvimento recente, no âmbito da modelização num contexto de integrabilidade. Em simultâneo, a perspectiva da teoria económica é de grande interesse, explicando a adesão ao tema em questão. Desta forma, era nosso objectivo, para além de dar continuidade temporal à análise de Marques (1994), fazer uma extensão da mesma pela introdução de novas variáveis, concretamente o grau de abertura da economia ao exterior, num contexto de cointegração.



ABSTRACT

This thesis is a proposal of a practical use of the econometric techniques applied to the economic science. It also surveys the cointegration theory in long-term equilibrium relationships and short-term model specifications.

Specifically the study of unit roots and cointegration is developed by proposing alternative models, such as error-correction models, and by analysing series related to the Portuguese economy while looking at their univariate and multivariate properties. The first part of this paper is an introduction to the present economy in Portugal and the trade-off between product and inflation. Following is the empirical study of potential relationships of cointegration in the economy.

As an opportunity to revise integrability, modelling methods, and to apply recently developed econometric techniques, a Phillips Curve pertinent to the Portuguese economy is specified, similar to the one proposed by Carlos Robalo Marques in "Cointegration and the Output-Inflation trade-off: empirical evidence for Portugal" (1994, Bank of Portugal). It is our goal then, to update and expand the Marques's analysis, always in the context of cointegration, by introducing new variables such as the degree of openness of the Portuguese economy.

However, as will be shown by the parsimony principal, the inclusion of this new regressor does not change significantly the earlier results making it unnecessary and even counter-productive. As a result, the fluctuation of the real GDP will then be modelled with simple methods and using already existent variables.

Due to the difficulties in obtaining sufficiently long and credible economic series, mainly those related to oil prices, the original goal of the thesis was affected. The data used came from annually updated publications by the Bank of Portugal, National Institute of Statistics and the OECD. However, discrepancies in some of the series were found and these had to be re-evaluated.

Due to eventual structural changes in the Portuguese economy, an analysis was done to the tests used; namely the ECM test which led to interesting results. The

interpretation of this model should however be done with great care namely where the existence of cointegration between variables is concerned, since it may not be the most adequate due to its eventual lack of global stability as seen in the history of Portuguese economy.

Keyword: unit roots, cointegration, error correction models, Phillips curve.

ÍNDICE

I – INTRODUÇÃO.....	1
 PARTE 1 – RAÍZES UNITÁRIAS E COINTEGRAÇÃO: UMA SÍNTESE	
 II.1 – RAÍZES UNITÁRIAS	
1.1 - INTRODUÇÃO.....	5
1.2 - DEFINIÇÕES E CONCEITOS BÁSICOS	6
1.3 - VARIÁVEIS ESTACIONÁRIAS <i>VERSUS</i> VARIÁVEIS INTEGRADAS.....	8
1.4 - TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS.....	14
1.4.1 - Teste de Dickey-Fuller.....	14
1.4.2 - Testes de Durbin-Watson (teste DW).....	19
1.4.3 - Problemas de Autocorrelação nos Erros.....	20
1.4.3.1 - Testes de Dickey e Fuller Aumentados (Testes ADF).....	20
1.4.3.2 - Testes de Phillips e Perron.....	23
1.4.4 - Inversão das hipóteses de testes (breve referência).....	24
1.4.5 - O problema dos regressores determinísticos.....	26
1.4.6 - O problema da potência dos testes e a quase equivalência observacional.....	28
 II.2 - TEORIA DA COINTEGRAÇÃO.....	
2.1- INTRODUÇÃO.....	30
2.1.1 - Regressões espúrias	30
2.1.2 - Conceitos e a relação de equilíbrio de longo prazo.....	33
2.1.3 - Estimação OLS do vector de cointegração.....	36
2.2 - COINTEGRAÇÃO E MECANISMO CORRECTOR DO ERRO (Teorema da Representação de Granger).....	38
2.3 - TESTES DE COINTEGRAÇÃO NO CONTEXTO UNI-EQUACIONAL.....	41
2.3.1 - Teste <i>CRDW</i>	42
2.3.2 - Testes de Engle e Granger (EG) e Engle e Granger Aumentados (AEG).....	43

2.3.3 - Testes de Phillips e Ouliaris.....	44
2.3.4 - Teste t-MCE.....	45
2.3.5 - Testes que postulam como hipótese nula a existência de cointegração.....	47
2.4 - ESTIMAÇÃO DO VECTOR COINTEGRANTE NUM CONTEXTO UNI- EQUACIONAL.....	49
2.4.1 - Método dos dois passos de Engle e Granger.....	49
2.4.2 - Método num passo.....	50
2.4.3 - Métodos de estimação de Phillips-Loretan, Saikkonen e Stock-Watson.....	52
2.5 - COINTEGRAÇÃO EM SISTEMAS MULTIVARIADOS – ABORDAGEM DE JOHANSEN.....	55

PARTE 2 – O “TRADE-OFF” ENTRE O PRODUTO–INFLAÇÃO EM PORTUGAL: TEORIA E APLICAÇÃO DAS TÉCNICAS DE COINTEGRAÇÃO AO CASO PORTUGUÊS

III – ABORDAGEM ECONÓMICA.....	61
3.1 - Introdução: Fundamentos teóricos.....	62
3.2 - Especificação do problema económico e definição de objectivos.....	73
3.3 - Importância dos regressores adicionais e a necessidade de introduzir choques da oferta agregada.....	80
3.4 - Uma tentativa de especificação da Curva de Phillips para a economia portuguesa.....	83
3.5 - Escolha de uma possível forma funcional para o coeficiente do “trade-off” output-inflação.....	86
3.6 - Breves comentários sobre os resultados (já obtidos) da evidência empírica.....	90
3.6.1 - Alguns factores relevantes que explicam o comportamento histórico da economia portuguesa.....	92

IV – RELAÇÃO ENTRE O PRODUTO E A INFLAÇÃO EM PORTUGAL – UM ESTUDO DE COINTEGRAÇÃO.....95

4.1 - Introdução.....95

4.2 - Informação estatística utilizada.....95

4.3 - Estudo da estacionaridade das séries: Testes de raízes unitárias.....97

4.4 - Relações e testes de cointegração.....99

4.4.1 - Testes de cointegração tendo em conta a experiência portuguesa recente.....100

4.4.2 - Importância dos regressores adicionais e testes de cointegração.....101

4.4.2.1 - Choques pelo lado da oferta: introdução dos preços do petróleo.....101

4.4.2.2 - Introdução do grau de abertura da economia ao exterior e suas implicações nos resultados.....103

4.4.3 - Testes de cointegração alternativos aplicados ao potencial modelo estático de cointegração.....104

4.4.4 - Uma possível especificação da Curva de Phillips para Portugal e Modelos com Mecanismo Corrector de Erros (MCE).....107

4.4.5 – Aplicação do Método de Johansen.....118

V – CONCLUSÕES.....122

ANEXOS

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRADECIMENTOS

Este trabalho é dedicado à minha família, em particular aos meus pais e marido, António Moreira, pelo constante incentivo, compreensão e entusiasmo que me proporcionaram ao longo da realização do mesmo. Para eles, em muitos domínios meus mestres, muito obrigado !

Agradeço de modo especial ao Professor Doutor João Dias, orientador desta dissertação, pela disponibilidade manifestada, pelos preciosos comentários e sugestões que se revelaram de grande valia para a conclusão deste trabalho. Refira-se, no entanto, que quaisquer erros e omissões são da minha exclusiva responsabilidade.

Desejo agradecer ao Professor Doutor Artur Silva Lopes, pelo apoio e paciência, acompanhamento crítico, sugestões e indicações bibliográficas, proporcionando a realização desta dissertação.

Desejo também agradecer ao Professor Doutor João Santos Silva, cujo apoio prestado e simpatia constituíram factores imprescindíveis, bem como ao Dr. Carlos Robalo Marques pela sua disponibilidade manifestada e sugestões preciosas.

À minha amiga Sónia Cabral, do Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal, agradeço a disponibilização de informação, nomeadamente de alguns “papers” e cedência de alguns dados, bem como pela amizade demonstrada e incentivo no decurso deste trabalho.

Aos meus amigos em geral, em particular ao João Pedro Brito, pelo incansável apoio em termos informáticos, e Henrique Custódio, agradeço o estímulo e apoio prestado.

Aos meus colegas da Cadeira de Estatística Aplicada, do Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa, agradeço o incansável apoio que me concederam. Um especial obrigado ao Dr. Osvaldo Caldeira pela amável cedência de informação necessária à realização do trabalho.

Agradeço ainda aos meus colegas e superiores hierárquicos do Núcleo de Contas Nacionais do INE, não colocando entraves de qualquer natureza.

Por fim, agradeço de uma forma geral a todos os que contribuíram, quer directa ou indirectamente, para a realização desta dissertação.

I. INTRODUÇÃO

A perspectiva de conhecer e aprofundar instrumentos matemáticos com o objectivo de os aplicar em áreas económicas conduziu à escolha do mestrado em Matemática Aplicada à Economia e à Gestão, bem como à selecção das cadeiras optativas (Macroeconomia e Teoria Monetária e Política Monetária e Cambial). O interesse na realização de um trabalho de aplicação empírica numa perspectiva interdisciplinar e de integração de conhecimentos, levou a que o tema surgisse naturalmente pela conjugação de tópicos levantados nas disciplinas de Econometria (teoria da cointegração) e Política Monetária (relações estabelecidas pela Curva de Phillips).

A este objectivo de carácter mais instrutivo adicionou-se um verdadeiro interesse científico pelo tema, sendo o estudo da cointegração uma matéria “crucial” no âmbito da econometria, proporcionando resultados importantes tendo em si mesma extensas potencialidades. Sendo o conceito de cointegração, um tópico de desenvolvimento econométrico, intuitivo e de fácil aprendizagem, tem em si um rigoroso suporte teórico, sendo aplicável a diversas relações económicas. O conceito de cointegração encerra em si próprio toda uma nova abordagem e metodologia na economia moderna, tendo a sua utilização possibilitado um vastíssimo número de aplicações, principalmente no domínio das relações de equilíbrio de longo prazo. Neste sentido, o objectivo concreto deste estudo é apresentar como é que esta análise nos permite tirar conclusões acerca da existência ou não de uma Curva de Phillips na economia portuguesa.

A análise e tratamento dos modelos é distinta consoante as variáveis incluídas são estacionárias ou integradas. De facto, a presença de variáveis integradas nos modelos tem consequências importantes no que diz respeito às propriedades dos estimadores. O conceito de cointegração aplica-se a variáveis não estacionárias, as quais necessitam de um quadro de análise diferente do habitual, não podendo ser caracterizadas por noções básicas como média e variância.

Dado o exposto, o primeiro passo num trabalho econométrico consiste em analisar se as séries estatísticas em que se baseia são estacionárias (caso em que a análise clássica é válida) ou integradas, caso em que será necessário outro tipo de abordagem.

Por forma a precaver os perigos inerentes às regressões espúrias alguns econometristas começaram por especificar modelos nas diferenças das variáveis, que foram largamente criticados pelo facto de impossibilitar a inferência estatística acerca das eventuais relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Todavia, se entre um conjunto de séries integradas da mesma ordem, existir uma combinação linear integrada de ordem inferior, elas dizem-se cointegradas, conceito este formalizado por Engle e Granger (1987).

Como foi dito acima, a teoria estatística clássica não é aplicável ao caso da não estacionaridade, pelo que são necessárias algumas precauções quando se tenta encontrar o vector de cointegração (a tal combinação linear estacionária). Mesmo assim, prova-se que o método dos Mínimos Quadrados é “super-consistente”, o que permite com alguma simplicidade testar e estimar as potenciais relações de cointegração. Por outro lado, pelo Teorema da Representação de Granger, sabemos que qualquer relação de cointegração pode ser definida em termos de um modelo de correcção de erros (MCE). A inclusão no mesmo modelo de variáveis em diferença e em níveis, se estas últimas forem não estacionárias e não estiverem cointegradas, torna o sistema desequilibrado impedindo a utilização de uma forma consistente dos testes clássicos.

O binómio produto-inflação tem sido uma das preocupações constantes das sociedades actuais, tendo sido desenvolvida muita investigação no sentido de perceber melhor a relação entre aquelas variáveis e a sua evolução. O estudo da Curva de Phillips é uma área com sólidos fundamentos teóricos, à qual foi dada importância crucial mesmo em teorias por vezes concorrentes, como a abordagem Keynesiana e abordagem neoclássica.

Pelo facto deste “dilema” não traduzir uma relação simplista entre as duas variáveis económicas (output e inflação), gerou grandes controvérsias ao longo das últimas décadas, tornando-se terreno fértil para a realização de estudos empíricos.

Este trabalho encontra-se dividido em dois grandes blocos, o primeiro dos quais dedicado à abordagem teórica da cointegração e o segundo à aplicação destas técnicas ao “dilema” traduzido pela Curva de Phillips, concretamente o estudo da relação de curto prazo entre o produto e a inflação e o seu comportamento ao longo do período amostral.

Na primeira parte, aborda-se a cointegração, do ponto de vista teórico, ao longo de várias secções. Introduce-se o estudo de variáveis integradas, suas propriedades e testes estatísticos de pesquisa da ordem de integração. Prossegue-se, pela apresentação do conceito de cointegração e a sua representação mediante os modelos com Mecanismo Corrector de Erros. Seguidamente são apresentados os diversos testes estatísticos e métodos de estimação.

Na Segunda parte, que engloba os capítulos III e IV, faz-se o enquadramento teórico dos temas abordados neste estudo de acordo com a vertente económica e econométrica. Destaca-se, por um lado, a teoria relativa à Curva de Phillips e à explicação das flutuações no produto e, por outro lado, as ideias centrais no estudo de variáveis não estacionárias.

No seguimento deste segundo bloco, é proposto um estudo empírico da relação de curto prazo entre o produto e a inflação, para a economia portuguesa, evidenciando-se os problemas relacionados com a especificação de uma eventual Curva de Phillips para o caso concreto de Portugal. Este capítulo apresenta um objectivo misto, no sentido de ilustrar uma metodologia e contribuir, na sequência de outros estudos para a resolução de um problema de política económica, devendo referir-se que o ênfase será colocado na primeira finalidade pela aplicação empírica das relações de cointegração.

Obviamente, seria necessário um período maior de maturação para que as propriedades estatísticas dos dados se materializassem de uma forma efectiva nos

resultados. As limitações deste trabalho são várias, tendo consciência que o reduzido número de observações em que se baseia o estudo é um “handicap” à eficiência da análise econométrica.

Finalmente, e no último capítulo, salientam-se alguns aspectos de carácter teórico, apresentando-se os principais resultados empíricos obtidos e enquadrando-os no âmbito da investigação econométrica.

PARTE I – RAÍZES UNITÁRIAS E COINTEGRAÇÃO: UMA SÍNTESE

II.1 – RAÍZES UNITÁRIAS

1.1 INTRODUÇÃO

A econometria evoluiu recentemente na atenção dispensada à estacionaridade das séries temporais. Durante muito tempo o estudo das relações entre variáveis económicas assentava no pressuposto da sua estacionaridade, ou seja, assumia-se que as variáveis tinham média, variância e auto-covariâncias (incondicionais) constantes no tempo. Este pressuposto, que raramente se verifica nas séries económicas, até muito recentemente foi tomado pelos analistas como certo.

Hoje reconhece-se que a maioria das séries económicas não são estacionárias. A importância da hipótese de estacionaridade das variáveis começou a ser enfatizada por Granger e Newbold (1974) e por Nelson e Plosser (1982), com os primeiros a darem o "alerta" para as consequências da não estacionaridade no domínio da econometria, nomeadamente ao nível do que se convencionou designar por *regressões espúrias*. Este tipo de regressões, que envolvem variáveis não estacionárias independentes podem apresentar um elevado coeficiente de determinação (R^2), mas resíduos fortemente autocorrelacionados e, por conseguinte, um valor baixo da estatística de Durbin-Watson (DW).

A questão levantada por Granger e Newbold face às regressões espúrias conduziu muitos analistas a utilizarem nas suas regressões variáveis diferenciadas, isto é, as variáveis não estacionárias eram previamente filtradas por um operador de diferenciação (variáveis integradas, às quais iremos fazer referência), baseando-se na análise desenvolvida por Box e Jenkins (1970).

Uma alternativa à abordagem implicitamente sugerida pelo trabalho de Box e Jenkins surgiu com o trabalho de Sargan e de Phillips, cuja metodologia se centrava na modelização dinâmica recorrendo a uma formulação de um modelo com Mecanismo Corrector de Erros (MCE) (em que coexistem nas regressões termos estacionários e não estacionários).

A modelização das relações de comportamento económico contendo um mecanismo corrector de erros, ao incorporar nas equações a relação de equilíbrio económico, visa corrigir de uma forma sistemática erros passados, na medida em que uma certa proporção dos desequilíbrios ocorridos num dado período tendem a ser corrigidos no período seguinte.

Foram posteriormente desenvolvidos muitos trabalhos nesta área, e uma contribuição relevante no contexto dos testes de raízes unitárias reporta-se à investigação efectuada por alguns autores, destacando-se Dickey e Fuller, Nelson e Plosser, ou Sargan e Bhargava que, no domínio da correlação serial e propriedades dos testes estatísticos para variáveis integradas, deram um valioso contributo.

A presença da não estacionaridade pode originar as referidas regressões espúrias, com resultados enganadores, uma vez que conduz a relações de "causalidade aparentes" entre as variáveis, isto é, a uma forte correlação empírica entre as mesmas, enviesando os habituais testes de aderência do modelo. Por outro lado, a questão da não estacionaridade é o ponto de partida para a aplicação de novas abordagens, como é o caso da teoria da cointegração e seus desenvolvimentos recentes (cointegração sazonal e multicointegração).

Desde já é importante salientar que muitos pormenores de cariz técnico serão descurados e omitidos dada a vastidão e complexidade do tema em questão.

1.2 DEFINIÇÕES E CONCEITOS BÁSICOS

Iremos de seguida fazer o enquadramento sobre os primeiros conceitos teóricos que estão subjacentes ao estudo de uma sucessão cronológica. Torna-se imperioso introduzir três conceitos importantes que constituem os alicerces da metodologia utilizada, e são eles: processo estocástico (P.E), sucessão cronológica (S.C) e estacionaridade.

Para introduzir o conceito de processo estocástico considerem-se um conjunto T , não vazio e um espaço de probabilidades $(\Omega; \mathcal{F}; P)$, em que Ω representa o espaço de resultados de uma dada experiência aleatória, \mathcal{F} representa a classe dos subconjuntos de Ω probabilizáveis e P a função que probabiliza os acontecimentos \mathcal{F} .

Um P.E. não é mais do que o conjunto de todas as variáveis aleatórias, associadas a $t \in T$, que se podem definir como: $\{X(t), t \in T\}$. Fixando um elemento de Ω , seja ω , temos uma função de t , (t, ω) , designada habitualmente por P.E.. Daí dizer-se que um P.E. é um conjunto de trajectórias no tempo. É no domínio das ciências empíricas que se encontram, frequentemente, sucessões cronológicas.

Dá-se o nome de sucessão cronológica, a um conjunto de observações de um determinado fenómeno aleatório, feitas sequencialmente no tempo; ou seja, é a realização de um processo estocástico. O objectivo de estudo de uma S.C. é, a partir da amostra, inferir sobre a lei probabilística que está associada ao P.E. subjacente.

De uma forma intuitiva, podemos dizer que estamos em presença de uma sucessão cronológica estacionária se esta não apresentar variações sistemáticas em média (tendência neutral ou horizontal) bem como na variância, isto é, não revelar oscilações relativamente à média de amplitude crescente ou decrescente.

Uma S.C. diz-se estacionária se o P.E. que lhe é inerente for estacionário. Por sua vez, um P.E diz-se estacionário se as suas características de aleatoriedade não variarem ao longo do tempo. Mais formalmente, é possível apresentar dois conceitos de estacionaridade:

1- O P.E $\{X(t), t \in T\}$ diz-se fortemente estacionário, ou estritamente estacionário se, para todo o conjunto de instantes t_1, t_2, \dots, t_n e para todo o h , tivermos a função de distribuição do vector aleatório $(X(t_1), X(t_2), \dots, X(t_n))$ idêntica à do vector aleatório $(X(t_1 + h), X(t_2 + h), \dots, X(t_n + h))$.

2- O P.E $\{X(t), t \in T\}$ diz-se fracamente estacionário se $E(X_t) = \mu, \forall t$, isto é, a esperança matemática é constante no tempo e $COV(X_t, X_{t+k}) = \gamma(k), \forall t, k$. Assim sendo, a média, a variância e as autocorrelações são constantes e não tendem a flutuar ao longo do tempo.

Desta exposição facilmente se deduz que estacionaridade forte implica estacionaridade fraca, bastando-se verificar esta última para se poder aplicar a metodologia intrínseca aos modelos ARMA à S.C. em estudo. Note-se que, no que se segue, quando nos referirmos à estacionaridade é o segundo conceito que temos em conta.

O que acontece vulgarmente é que a S.C. não se apresenta desde logo estacionária. Assim, o primeiro passo é estacionarizá-la, tornando mais fácil apreender a sua lei probabilística para, numa fase posterior, a sujeitar às técnicas da modelização ARMA.

A modelização e a previsão das S.C. constituem um ramo particular da estatística, cuja principal característica reside na possibilidade de as observações de um fenómeno aleatório estarem relacionadas entre si, de acordo com um dado modelo.

No domínio das S.C. existem dois pontos muito importantes a salientar :

-as variáveis de um processo estocástico podem não ser estatisticamente independentes, não se podendo assim descurar a ordem pela qual as mesmas são observadas;

-o mais importante é encontrar uma forma eficaz para representar essa relação estatística, ou seja, queremos encontrar um "bom modelo" que descreva como é que as observações da série estão relacionadas .

Como já foi referido, os modelos ARMA só se aplicam a S.C. estacionárias. Contudo, e em grande parte dos casos, a S.C. original não possui tal característica, avaliada quer pelo seu cronograma (gráfico da série), quer pela sua função de autocorrelação (FAC) ou função de autocorrelação parcial (FACP), pelo que se torna indispensável introduzir as transformações necessárias por forma a atingi-la. Apesar da análise da FAC possibilitar, na fase de identificação da metodologia Box e Jenkins, a tomada de decisão acerca da estacionaridade da série, não o faz de uma forma muito segura, daí a importância atribuída à implementação dos testes de raízes unitárias.

1.3 VARIÁVEIS ESTACIONÁRIAS *VERSUS* VARIÁVEIS INTEGRADAS

Os resultados assintóticos tradicionais não podem ser aplicados no caso do modelo em estudo conter regressores gerados por processos não estacionários. Por exemplo, no caso de um modelo de regressão linear $Y = X\beta + u$, onde Y é um vector ($T \times 1$) de observações da variável dependente, X é uma matriz ($T \times n$) de observações de n variáveis independentes e u é um vector ($T \times 1$) de termos residuais, i.i.d $(0, \sigma_u^2)$, os

resultados assintóticos dependem das hipóteses assumidas sobre a matriz $(T^{-1} X'X)$, ou seja, que a mesma tenda para uma matriz finita, ou melhor, quando se infere sobre a consistência dos estimadores dos mínimos quadrados e sobre a sua distribuição assintótica, se verifique a igualdade $\text{plim}(T^{-1} X'X) = Q$, onde Q é uma matriz de constantes definida positiva. Quando estas hipóteses são violadas poderão ocorrer alguns problemas, como por exemplo, o aparecimento de regressões espúrias.

Neste contexto, é importante salientar que existem basicamente dois tipos de séries económicas, com propriedades diferentes, que se prendem com o facto das mesmas apresentarem memória permanente ou memória temporária. De um modo formal, suponhamos que x_t está relacionada com ε_t (que representa um processo “ruído branco”) através da relação

$$x_t = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j \varepsilon_{t-j}.$$

Então, numa série de memória temporária quando $j \rightarrow \infty$ temos que $\alpha_j \rightarrow 0$; pelo contrário, numa série de memória longa os α_j nunca tendem para zero à medida que j vai aumentando.

Um exemplo simples a considerar é supor que o processo gerador de dados de x_t é um processo autoregressivo de primeira ordem

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

onde se admite como fixo x_0 , $-1 < \alpha < 1$ (e ε_t , ao longo de todo este trabalho, é um “ruído branco”). A estacionaridade do processo depende do facto de $|\alpha| < 1$, por forma a garantir as condições $E(x_t) = \mu$, $\forall t$, e $\text{COV}(x_t, x_{t+k}) = \gamma(k)$, $\forall t, k$.

Substituindo recurrenssivamente a equação (1), obtemos x_t apenas em função dos termos de perturbação

$$x_t = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \varepsilon_{t-j}, \quad (2)$$

onde se pode observar que o coeficiente de ε_{t-j} decai para zero a uma taxa exponencial. Contudo, se $\alpha_j = 1$ qualquer que seja o índice j , a série x_t será gerada por um passeio aleatório e teremos

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

que pode ser escrito como

$$x_t = \sum_{j=0}^{\infty} \varepsilon_{t-j}, \quad (4)$$

e neste caso os choques aleatórios mais antigos têm o mesmo peso (a mesma ponderação) que os "novos" choques sobre os valores correntes de x_t , ou seja, os choques passados e os actuais têm o mesmo peso e a série em causa possui memória longa, ou melhor, permanente, uma vez que as inovações têm consequências permanentes sobre o nível da variável. Note-se que, no caso exposto, uma variação em x_t (isto é, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) trata-se de um ruído branco e como tal será uma série de memória temporária. Assim, uma variação num processo de memória permanente reduz-se a uma série de memória temporária. A notação usual é dada por $x_t \sim I(1)$, onde x_t é diferenciada uma vez por forma a obtermos uma série de memória temporária, e, por conseguinte, uma série estacionária.

O caso mais simples de uma variável estacionária (ou simbolicamente $I(0)$), é o ruído branco, isto é, $x_t = \varepsilon_t$, onde: $E(\varepsilon_t) = 0 \forall t$; $E(\varepsilon_t^2) = \sigma_t^2 \forall t$ e $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \forall t, s \text{ e } t \neq s$.

Contudo, se x_t assumir uma representação (ARMA) do tipo

$$A(L)x_t = B(L)\varepsilon_t,$$

onde $A(L)$ e $B(L)$ são polinómios no operador de desfasamento, a série é estacionária se e só se todas as raízes de $A(z) = 0$ estiverem fora do círculo unitário. No caso do processo apresentar uma raiz unitária, denomina-se integrado de primeira ordem ou, simbolicamente, $I(1)$. Como já se disse anteriormente um processo $I(1)$ requer somente uma diferenciação simples para se tornar estacionário.

O exemplo mais usual (e simples) de um processo não estacionário é um passeio aleatório, já representado em (3). Por substituição recursiva, em alternativa a (4), obtém-se

$$x_t = x_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j}, \quad (5)$$

em que se pode verificar que a variável $x_t \sim I(1)$ é função linear de uma tendência estocástica. Note-se que, o resultado da soma de todos os choques aleatórios passados origina a característica de integrabilidade da variável.

Antes de prosseguirmos, é importante definir o que se entende por variável integrada. Uma variável x_t , sem componentes determinísticos, é integrada de ordem d , $x_t \sim I(d)$, se e só se, x_t , Δx_t , $\Delta^2 x_t$, $\Delta^3 x_t$, $\Delta^{d-1} x_t$ não são estacionárias, mas $\Delta^d x_t$ é estacionária. Verifica-se que é necessário calcular as diferenças de ordem d da variável de modo a garantir estacionaridade.

Por forma a tornar mais fácil a exposição apenas se considerou os casos de ordem de integração $d=0$ e $d=1$. Refira-se, no entanto, que o conceito de séries integradas engloba também graus de integração fraccionários e graus de integração sazonal (veja-se Dolado *et al.* (1990)), (bem como $d>1$, inteiro).

É usual apresentarem-se as séries macroeconómicas, seja y_t , por exemplo, como um somatório de várias componentes, com diferentes propriedades (veja-se Campbell e Perron (1991)). A decomposição da série económica, y_t , pode ser escrita como

$$y_t = TD_t + z_t, \quad (6)$$

onde se tem TD_t como uma tendência determinística e z_t a componente estocástica (ou função ruído) do processo.

A hipótese de existência de uma raiz unitária depende do comportamento da componente estocástica, embora a especificação da tendência determinística seja crucial no teste de hipóteses. Existem várias especificações possíveis; contudo, é usual admitir-se que TD_t é uma função linear no tempo e que z_t pode ser descrito como um processo ARMA (p,q) , da forma

$$A(L)z_t = B(L)\varepsilon_t, \quad (7)$$

onde $A(L)$ e $B(L)$ são polinómios no operador de desfasamento (de ordem p e q , respectivamente). De acordo com os autores mencionados, torna-se difícil, à partida, saber qual é o melhor modelo representativo da série y_t . Por um lado, para garantir a estacionaridade de z_t é necessário que as raízes do polinómio autoregressivo $A(L)$, se encontrem fora do círculo unitário ou, de outra forma, em módulo, sejam maiores que a unidade. Se esta restrição se verificar, z_t é um processo estacionário e, por conseguinte, y_t é estacionária em torno de uma tendência. Por outro lado, no caso em que z_t apresentar uma raiz unitária autoregressiva e todas as outras se encontrarem fora do círculo unitário,

então estamos em presença de um modelo que se diz estacionário às diferenças. Note-se, no entanto, que $\Delta z_t = (1-L) z_t$ será um processo estacionário e Δy_t será estacionário em torno de um valor fixo médio. Estas duas situações referem-se obviamente, aos modelos $I(0)$ e $I(1)$, respectivamente.

Por forma a compreender a hipótese de existência de uma raiz unitária, é possível proceder à decomposição de z_t numa componente cíclica, seja C_t , e numa tendência estocástica, TS_t . A componente cíclica é assumida como um processo estacionário de média nula, ao passo que a tendência estocástica incorpora todos os choques aleatórios que produzem um efeito permanente sobre o nível de y_t .

Num modelo estacionário em tendência (TSP), a decomposição de z_t numa tendência estocástica e numa componente cíclica é trivial, uma vez que z_t é assumido como sendo um processo estacionário; logo satisfaz as condições exigidas por C_t .

Por outro lado, se o modelo em causa for estacionário às diferenças (DSP), o caso é mais complexo. Se o polinómio $A(L)$ (relativo à equação (7)) tiver uma raiz unitária, é possível escrever o polinómio autoregressivo como

$$A(L) = (1-L) A^*(L), \quad (8)$$

Por conseguinte, e tendo em conta a relação estabelecida entre y_t e z_t , quando y_t for um processo integrado de primeira ordem, é possível, tendo como suporte teórico o teorema de Wold¹, representar Δz_t como sendo:

$$A^*(L) \Delta z_t = B(L) \varepsilon_t \Rightarrow \Delta z_t = \psi(L) \varepsilon_t, \quad (9)$$

onde $\psi(L) = B(L)/A^*(L)$.

Na mesma linha de ideias, e de acordo com Boswijk (1994), é possível verificar que o polinómio de médias móveis, $\psi(L)$, pode ser escrito como

¹No caso em que $\{\Delta x_t\}$ é um processo estacionário com *drift*, podemos expressar a série como um modelo de médias móveis, utilizando o teorema da decomposição de Wold (1954). Desta forma, qualquer série estacionária pode ser expressa como um processo $MA(\infty)$, ou seja, formalmente pela expressão $\Delta x_t = C(L) (m + \varepsilon_t)$, com $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ e $C(L)$ um polinómio eventualmente infinito. Para mais detalhes veja-se, por exemplo, Boswijk (1994) ou Banerjee *et.al* (1993).

$$\psi(L) = \psi(1) + (1-L)\psi^*(L), \quad (10)$$

onde $\psi(1)$ representa a soma dos coeficientes de médias móveis.

Substituindo em (9) a relação anterior, vem que

$$z_t = \{\psi(1)(1-L)^{-1} + \psi^*(L)\}\varepsilon_t, \quad (11)$$

ou de outra forma

$$z_t = \psi(1)\sum_{j=1}^T \varepsilon_j + \psi^*(L)\varepsilon_t = TS_t + C_t. \quad (12)$$

Esta decomposição, pode ser utilizada por forma a evidenciar o impacto da tendência estocástica (TS_t) sobre o comportamento da variável y_t . Note-se, que é exactamente o valor assumido por $\psi(1)$ que implica a não estacionaridade de z_t e, por conseguinte, de y_t .

Sendo $\psi(1)$ composto pelo somatório dos coeficientes de médias móveis, pode ser entendido como uma "medida" do impacto dos choques aleatórios sobre y_t , uma vez que é o quociente entre os efeitos permanentes de uma inovação (ε_t) e os seus efeitos imediatos.

Em Stock e Watson (1988) pode encontrar-se um exemplo simples, para um processo ARIMA(0,1,1), desta decomposição de um processo integrado na soma de uma tendência estocástica (a componente permanente) com um processo estacionário (a componente transitória). Salienta-se que esta decomposição é usualmente conhecida como decomposição de Beveridge e Nelson.

De forma resumida, deve salientar-se que existem algumas propriedades fundamentais que distinguem os processos integrados dos não integrados. Sintetizando, se a série é integrada de ordem zero ($x_t \sim I(0)$), então:

- a variância de x_t é finita e constante,
- um choque aleatório é temporário e o seu efeito sobre x_t vai decaindo com o tempo,
- as autocorrelações, ρ_k , tendem muito rapidamente para zero à medida que k cresce,
- os momentos amostrais convergem para constantes,
- tende a flutuar mais (tem um comportamento mais errático) que uma série $I(1)$ e retorna ao seu valor médio com regularidade, uma vez que existe uma força de atracção que pode

ser entendida como um mecanismo de retorno (a média) para o qual a série tende a regressar (comportamento de “mean reversion”).

Em confronto, se x_t segue um processo integrado de primeira ordem ($x_t \sim I(1)$), então:

- a variância de x_t cresce linearmente com o tempo (t),
- os choques aleatórios são persistentes no sentido em que têm um efeito permanente sobre x_t ,
- as autocorrelações, $\rho_k \rightarrow 1, \forall k$, à medida que $t \rightarrow \infty$ (em que t representa o tempo),
- os momentos amostrais não convergem para constantes e
- a série x_t não se sente atraída por nenhum ponto e, por conseguinte, raramente volta a atingir um valor particular (incluindo o seu valor inicial, isto é, ausência de “mean reversion”).

Verificar se uma série macroeconómica é estacionária ou integrada é um trabalho complexo e difícil de apurar. Uma forma de proceder consiste no recurso aos chamados testes raízes unitárias que testam a existência de uma raiz unitária, ou seja, que o processo que gera y_t é dado, por exemplo, por

$$y_t = \beta_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

ou, após sucessivas substituições, por

$$y_t = y_0 + \beta_0 t + \sum \varepsilon_t, \quad (14)$$

versus a hipótese alternativa do processo ser estacionário ou estacionário em tendência

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + u_t, \quad (15)$$

onde t representa o tempo e u_t segue um processo ARMA estacionário. Seguindo Davidson e MacKinnon (1993), poder-se-á encadear os modelos (13) e (15) num “supermodelo” de forma a poder-se testar um contra o outro, como acontece nos testes de hipóteses encadeadas.

Assim o “supermodelo” aparece como

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + v_t \quad \text{com} \quad v_t = \alpha v_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (16)$$

Do exposto facilmente se conclui que quando $\alpha=1$, o processo gerador dos dados é representado pelo modelo (13) e quando $|\alpha|<1$ o processo que caracteriza a série é um processo estacionário em tendência, ou seja, o modelo (15).

Fazendo $v_t = \alpha(y_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1(t-1)) + \varepsilon_t$ e substituindo o modelo (16), obtém-se

$$y_t = \gamma_0(1-\alpha) + \gamma_1\alpha + \gamma_1(1-\alpha)t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (17)$$

Note-se que, pelo facto do “supermodelo” não se apresentar linear nos parâmetros, é conveniente proceder à sua reparametrização, obtendo-se

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (18)$$

onde $\beta_0 \equiv \gamma_0(1-\alpha) + \gamma_1\alpha$ e $\beta_1 \equiv \gamma_1(1-\alpha)$. Assim, estimar o coeficiente α pelo OLS, quer no modelo (17) como no (18) é idêntico. O único problema que ressalta prende-se com o facto de existir a possibilidade de $\beta_1 = 0$ se $\alpha = 1$.

Se subtrairmos, a ambos os lados da equação (18), y_{t-1} , obtemos o modelo reparametrizado

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\alpha - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (19)$$

onde Δ representa o operador das primeiras diferenças. A aplicação do teste da presença de uma raiz unitária consiste em testar se $(\alpha-1) = 0$. Pôr em prática este teste é, no fundo, utilizar como estatística de teste o rácio- t habitual, sem no entanto descurar de algumas precauções. Se $\alpha=1$, o processo gerador de dados de y_t é integrado de primeira ordem, significando que y_{t-1} não satisfaz as hipóteses habituais da análise estatística, em termos assintóticos. Por conseguinte, a estatística de teste não segue, assintoticamente, uma distribuição $N(0,1)$ e apesar de se utilizar o rácio- t , os valores críticos da distribuição t -Student ou da distribuição normal não se aplicam uma vez que, sob H_0 , $(\alpha-1)$ é o coeficiente de uma variável não estacionária.

1.4 TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

O estudo do grau de integração (ou da determinação do número de raízes unitárias) relativo às séries económicas constitui um aspecto de importância capital no contexto da análise da cointegração, na medida em que as referidas séries poderão não ser estacionárias mas poderá existir uma combinação linear delas que seja estacionária. Contudo, devido à existência de um grande número de testes estatísticos, é conveniente seleccionar apenas os mais usuais nas análises empíricas. O nosso destaque vai para os testes de Dickey e Fuller (1979, 1981) que, sendo os mais utilizados nas investigações econométricas, visam testar como hipótese nula a presença de raiz(es) unitária(s), ou seja, a não estacionaridade da série. Far-se-á referência a outros testes que utilizam a mesma hipótese nula, por exemplo, o proposto por Sargan e Bhargava (1983), que recorrem à estatística de Durbin-Watson e a testes não paramétricos desenvolvidos por Phillips e Perron, envolvendo transformações da estatística de teste (por forma a acomodar eventuais autocorrelações dos erros da equação de teste). Porém, os testes desenvolvidos por Dickey e Fuller (DF) tendem a ser os mais populares devido à sua simplicidade e forma de implementação.

1.4.1 - Testes de Dickey-Fuller

Um método apropriado e largamente utilizado para testar a ordem de integração foi proposto por Dickey e Fuller (1979, 1981), ficando conhecido pelo teste DF.

Considere-se um modelo AR(1), sem termo constante, para uma série temporal $\{x_t, t = 1, 2, \dots, T\}$

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (20)$$

ou, reparametrizando o modelo,

$$(1 - L)x_t = \Delta x_t = (\rho - 1) x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (21)$$

O teste assenta na hipótese nula $H_0: \rho = 1$ contra a alternativa $H_1: \rho < 1$, ou seja, o objectivo é testar se a série é $I(1)$ *versus* a alternativa de ser $I(0)$. Dickey e Fuller, desenvolveram dois tipos de procedimentos para pôr em prática o teste da hipótese em estudo.

O primeiro teste assenta na estatística $T(\hat{\rho} - 1)$, onde T representa a dimensão da amostra. Neste contexto, e tendo em conta a hipótese nula, $\hat{\rho}$ será relativamente próximo da unidade, e por conseguinte os valores da estatística de teste serão relativamente pequenos. Dada a alternativa, $(\rho - 1) < 0$, são esperados valores da estatística de teste relativamente grandes (mas negativos), conduzindo a uma região crítica unilateral esquerda. Assim, a hipótese nula é rejeitada contra a alternativa se verificar a desigualdade $T(\hat{\rho} - 1) < c_\alpha$, onde c_α representa o valor crítico com um nível de significância de $\alpha\%$.

No caso de $x_0 \neq 0$ então, sob a hipótese nula, o valor esperado (condicional) de x_t será diferente de zero. Neste caso, os valores críticos mencionados anteriormente vão depender dos valores assumidos por x_0 . Contudo, este problema é resolvido se adicionarmos ao lado direito da equação (20) um termo constante, donde se obtém

$$x_t = \mu + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (22)$$

O estimador dos mínimos quadrados é agora simbolizado por $\hat{\rho}_\mu$, podendo fazer-se-lhe corresponder a estatística de teste $T(\hat{\rho}_\mu - 1)$. A regressão de teste, para além de incluir como regressor não estocástico o termo constante, pode incluir também a variável tempo

$$x_t = \mu + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (23)$$

sendo a estatística de teste correspondente $T(\hat{\rho}_t - 1)$.

Dickey e Fuller (1979) propuseram valores críticos obtidos, por simulação de Monte Carlo, para a distribuição da estatística de teste quando se pretende testar se $\rho=1$ nos modelos (20), (22) ou (23). MacKinnon (1991) propôs valores críticos para os testes DF, visando ultrapassar os problemas de erros de experimentação causados devido ao escasso número de réplicas. A análise destes valores críticos mostra que os mesmos diferem muito pouco dos inicialmente propostos por Dickey e Fuller.

A segunda classe de testes desenvolvidos pelos autores mencionados assenta na estatística de teste-*t* nos modelos de regressão dados por (20), (22) ou (23). Seja $se(\hat{\rho})$ o estimador OLS do desvio padrão de $\hat{\rho}$ (e de um modo similar $se(\hat{\rho}_\mu)$ e $se(\hat{\rho}_t)$), as respectivas estatísticas de teste são dadas por

$$\hat{\tau} = (\hat{\rho} - 1) / se(\hat{\rho}), \quad \hat{\tau}_\mu = (\hat{\rho}_\mu - 1) / se(\hat{\rho}_\mu) \quad \text{e} \quad \hat{\tau}_t = (\hat{\rho}_t - 1) / se(\hat{\rho}_t). \quad (24)$$

As estatísticas apresentadas, bem como as referidas anteriormente ($T(\hat{\rho} - 1)$, para os três modelos em análise), são facilmente calculadas em regressões em tudo semelhantes aos modelos anteriores, mas reparametrizados:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (25)$$

$$\Delta x_t = \mu + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (27)$$

onde se testa $H_0: \delta = (\rho - 1) = 0$ versus a alternativa $H_1: \delta = (\rho - 1) < 0$.

Dickey e Fuller desenvolveram estes modelos tendo em atenção que, sob a hipótese nula, o termo constante no modelo (26) e β no modelo (27) assumem valor nulo. As estatísticas de teste para $\delta = 0$ são simbolizadas por τ , τ_μ e τ_t , resultantes da estimação dos modelos (20), (22) ou (23), respectivamente. Mais uma vez, H_0 será rejeitada se o valor da estatística de teste for inferior ao respectivo valor crítico. Contudo, volta a salientar-se que, assumindo que $\rho = 1$ (ou seja, existência de uma raiz unitária), as distribuições limite das estatísticas de teste referidas não correspondem às distribuições normal ou *t-Student*. De uma forma sumária, podemos dizer que, dada a hipótese nula da presença de uma raiz unitária, devemos utilizar os valores críticos da distribuição de Dickey e Fuller (ao invés da distribuição *standard* da estatística de teste *t-Student*).

Note-se que, os testes τ são preferíveis aos testes $Z = T(\hat{\rho} - 1)$ uma vez que os últimos são, regra geral, mais potentes, mas também têm mais problemas de dimensão.

Um dos pontos de fragilidade que normalmente se encontra associado ao teste DF atribui-se ao caso em que se houver sobreparametrização (constantes e termos tendenciais) desnecessária, o teste perde potência face à hipótese alternativa de estacionaridade da série. Outro factor importante que conduz ao fraco desempenho do teste DF prende-se com o facto de não se levar em consideração a possível existência de autocorrelação entre as variáveis residuais das regressões de teste, a qual torna as estimativas do Método dos Mínimos Quadrados não eficientes. Note-se, porém, que os testes de raízes unitárias não serão afectados, quando os termos de perturbação das equações (25), (26) ou (27) são heterocedásticos, uma vez que nestas circunstâncias a distribuição assintótica das estatísticas de teste continua a ser a de Dickey e Fuller.

1.4.2 - Teste de Durbin-Watson (teste DW)

Uma alternativa para a implementação dos testes de raízes unitárias, relativamente simples na sua formulação, foi desenvolvida inicialmente por Sargan e Bhargava (1983) e Bhargava (1986). Estes autores exploraram a estatística convencional de Durbin-Watson (*DW*), partindo de um modelo AR(1) representado pela equação (21) onde se testa como hipótese nula $x_t \sim I(1)$ ou $\rho = 1$.

De uma forma simples é possível aplicar o teste de Durbin-Watson com o objectivo de testar a ordem de integração, com base na estatística

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (x_t - x_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}, \quad (28)$$

onde \bar{x} representa a média amostral de x_t . Note-se que o teste em causa só tem aplicabilidade para variáveis que não apresentem uma tendência (como é o caso do exemplo).

Como $DW \approx 2(1 - \hat{\rho})$, a estatística Durbin-Watson estará próxima de zero quando a hipótese nula ($\rho = 1$) for verdadeira. A hipótese nula é rejeitada se *DW* for superior ao correspondente valor crítico.

Seguindo Boswijk (1994), os valores críticos (a 5% de dimensão) podem ser encontrados nas tabelas de Bhargava, para dimensões de amostras em que T varia entre 20 e 100 observações. Para amostras de grande dimensão, a análise de Nabeya e Tanaka fornece uma aproximação assintótica para valores críticos a 5%. Uma das principais limitações deste teste prende-se com a sua falta de generalidade, uma vez que é apenas potente para escolher entre um passeio aleatório sem *drift* e um processo autorregressivo de primeira ordem estacionário.

1.4.3 - Problemas de Autocorrelação nos Erros

Como foi dito anteriormente, um resultado importante a assinalar prende-se com o facto dos testes de raízes unitárias de Dickey e Fuller serem afectados quando existe autocorrelação entre as variáveis residuais das regressões de teste, caso em que a distribuição das estatísticas de teste deixa de ser a de Dickey-Fuller. Iremos ver de seguida que existem testes alternativos aos anteriormente referidos que visam ultrapassar o problema da existência de correlação serial dos erros.

1.4.3.1 Testes de Dickey e Fuller Aumentados (Testes ADF)

Os testes de raízes unitárias vistos até ao momento não são válidos se existir correlação serial dos erros. Assim, é necessário dispor de testes assintoticamente válidos na presença deste problema. Em 1979, Dickey e Fuller propuseram alternativas aos testes anteriores, ficando as mesmas conhecidas por testes de Dickey e Fuller Aumentados (ADF). Estas propostas permitem que o termo de perturbação siga um processo autoregressivo estacionário de ordem bem definida. Subsequentemente, autores como Said e Dickey (1984) e Phillips e Perron (1988) mostraram a sua validade assintótica para pressupostos menos restritivos.

Seguindo Davidson e MacKinnon (1993), considere-se o modelo de regressão

$$\Delta y_t = x_t\beta + (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t, \quad (29)$$

e supondo que $u_t \sim \text{AR}(1)$ (dado por $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$), a equação anterior pode ser escrita como

$$\Delta y_t = x_t\beta + (\alpha - 1)y_{t-1} + \rho u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

ou ainda

$$\Delta y_t = x_t\beta^* + (\alpha - 1)(1 - \rho)y_{t-1} + \alpha\rho\Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (30)$$

onde se substituiu $(x_t\beta - \rho x_{t-1}\beta)$ por $(x_t\beta^*)$ e cada elemento de β^* é uma combinação linear dos elementos de β . A equação dada por (30) é uma regressão linear de Δy_t em x_t , y_{t-1} e Δy_{t-1} , sendo equivalente à regressão original mas com um regressor adicional dado por Δy_{t-1} . Adicionando este regressor, que resulta da existência de autocorrelação em u_t e reorganizando a equação original obtemos um modelo onde os erros, ε_t , são independentes.

Assumindo que $|\rho| < 1$, o coeficiente de y_{t-1} só será nulo se $\alpha = 1$. O teste para o coeficiente do regressor y_{t-1} ser nulo é equivalente a testar como hipótese nula $\alpha = 1$. Neste exemplo, em que $u_t \sim \text{AR}(1)$, o que se fez foi adicionar ao modelo um regressor adicional, Δy_{t-1} , por forma a remover a correlação serial (e numa etapa seguinte pode testar-se o seu grau de significância através da estatística- t). A adição deste regressor resultou da existência de autocorrelação em u_t . A versão ADF para as estatísticas de teste τ representa-se, simbolicamente, por τ' para o coeficiente y_{t-1} . O problema ficou resolvido através da introdução de dinâmica, e, deste modo, a estatística de teste τ' segue a mesma distribuição assintótica da estatística ordinária τ para a mesma especificação.

É relativamente fácil encontrar os valores das estatísticas τ' das regressões do tipo da equação (29); contudo, o mesmo já não acontece para as estatísticas “do tipo Z”. Se o coeficiente de y_{t-1} for multiplicado por T , o resultado será dado pela estimativa de $T((\alpha-1)(1-\rho))$ em vez de $T(\alpha-1)$. Estas estatísticas de teste claramente não seguem a mesma distribuição assintótica das estatísticas Z .

De um modo geral, a estratégia a seguir consiste em estimar o modelo com um número grande de desfasamentos nas diferenças da série, por forma a remover a eventual autocorrelação do termo de perturbação, e avaliar o grau de significância do coeficiente do último desfasamento incluído na regressão estimada. Alternativamente, poder-se-á escolher uma determinada ordem p e depois incluir desfasamentos adicionais de Δy_t até eliminar,

por completo, o problema da autocorrelação. Todavia, deve ter-se em atenção que este procedimento não é assintoticamente válido, podendo conduzir a graves distorções da dimensão dos testes em amostras finitas.

O modelo aumentado pode ser estendido por forma a permitir que o termo de perturbação da equação de teste siga um processo MA ou um processo ARMA. No caso em que a componente de médias móveis do termo de perturbação for invertível, é possível modelizá-la através de um processo AR de ordem infinita e, desta forma, introduzir um número infinito de desfasamentos da variável dependente no modelo de regressão, tornando-se o teste ADF impraticável. Foi nesta linha de ideias que Said e Dickey mostraram que é possível pôr em prática estes testes mesmo quando os termos de perturbação possuem componentes MA, sendo estas aproximadas por processos autorregressivos finitos.

Como foi dito anteriormente, a inclusão dos termos autorregressivos serve para "limpar" a possível correlação serial entre os erros. Contudo, na prática não se sabe qual a ordem de autocorrelação do termo de perturbação. Assim, um facto muito importante prende-se com a forma apropriada de seleccionar o número de desfasamentos, ou seja, o número de *lags* a incluir no modelo de regressão. De acordo com Campbell e Perron (1991, pp.154-155), se a opção for pela escolha de um número pequeno de *lags* pode-se afectar de um modo adverso a dimensão do teste (rejeitando-se vezes demais a hipótese nula quando a mesma é verdadeira). Pelo contrário, a inclusão de desfasamentos excessivos fará o teste perder potência, facto que se fica a dever, entre outras razões, à necessidade de se estimarem mais parâmetros, reduzindo o número efectivo de observações. Os autores em questão sugeriram um procedimento para a escolha de k (sendo k o número de desfasamentos): deve escolher-se à priori um k_{\max} , estimando-se os termos autoregressivos nessa mesma ordem; no caso do último *lag* incluído no modelo ser significativo (avaliado por uma estatística de teste "standard") selecciona-se $k=k_{\max}$; caso contrário, deve reduzir-se a ordem dos termos autoregressivos até ao último coeficiente que seja estatisticamente significativo. Se nenhum dos coeficientes for significativo deve seleccionar-se $k=0$ (obtendo-se o teste DF).



Alguns autores sugeriram outras regras, destacando-se Engle e Granger (1991) que referem a possibilidade de se utilizar o critério de informação AIC para a escolha do número de defasamentos a incluir no modelo de regressão.

1.4.3.2 Testes de Phillips e Perron

Uma classe diferente de testes foi desenvolvida por Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988), por forma a lidar com a autocorrelação do termo de perturbação. O objectivo a que se propuseram consistiu na tentativa de eliminar o problema de correlação serial através de correcções não paramétricas. O factor de correcção visa ultrapassar a dependência das distribuições assintóticas das estatísticas de teste anteriormente analisadas da existência de autocorrelação em u_t .

Na prática procede-se ao recálculo das estatísticas DF através de um ajustamento não paramétrico, ou seja, pela introdução de um factor de correcção nas estatísticas de teste anteriores (τ , τ_μ , τ_t ou Z , Z_μ , Z_t)². Esse factor de correcção envolve, para além de uma correcção ao enviesamento, uma correcção à variância do termo de perturbação, substituindo-se a variância estimada de curto prazo pela estimada de longo prazo. Seguindo Boswijk (1994,p.21-23), defina-se o somatório dos termos de perturbação $S_t = \sum_{j=1}^T u_j$, bem como a variância da população e a variância residual da equação de regressão, respectivamente por

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1} S_T^2) \text{ e } \sigma_u^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2),$$

verificando-se que a distribuição limite das estatísticas de teste não depende dos parâmetros relativos ao processo que determina a sucessão de $\{u_t\}$ no caso de $\sigma_u^2 = \sigma^2$. É importante notar que as estatísticas de teste utilizadas nos testes paramétricos desenvolvidos por Dickey e Fuller emergem como um caso especial dos desenvolvidos por Phillips e Perron,

² As estatísticas de teste dadas por $Z = T(\hat{\rho} - 1)$, não seguem uma distribuição “standard” sob a hipótese nula. Os valores críticos respectivos encontram-se tabelados em Davidson e MacKinnon (1993,p.708).

sempre que as estimativas de σ_u^2 e σ^2 se igualam. É necessário, numa primeira instância, definir os estimadores consistentes de σ_u^2 e σ^2 , dados por

$$S_u^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{u}_t^2) \quad \text{e} \quad S_{ll}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{u}_t^2) + 2T^{-1} \sum_{t=1}^l \sum_{j=t+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}. \quad (31)$$

Facilmente se verifica que, no caso de não existir autocorrelação, o último termo de S_{ll}^2 é zero e assim $\sigma_u^2 = \sigma^2$.

O objectivo do ajustamento supracitado consiste, sobretudo, em eliminar a dependência das distribuições limite dos parâmetros perturbadores provenientes do processo ARMA seguido pelos erros. Os valores críticos são idênticos aos das estatísticas DF. As estatísticas de teste de Phillips e Perron têm as mesmas distribuições limite que as correspondentes estatísticas DF e ADF desde que com l (número das autocorrelações estimadas) $\rightarrow \infty$ e $T \rightarrow \infty$ se obtenha $l/T^{1/4} \rightarrow 0$; tal significa que o número de *lags* utilizados na estimação das autocorrelações dos resíduos aumenta com a dimensão da amostra, embora menos rapidamente do que a sua quarta raiz.

A grande vantagem dos testes de Phillips e Perron prende-se com o facto de continuarem a ser válidos, assintoticamente, sob especificações muito gerais do termo residual (por exemplo, o termo perturbador do modelo pode seguir um processo MA(1)). Contudo, na presença de correlação serial negativa estes testes ficam sujeitos a graves distorções de dimensão em amostras finitas e têm um desempenho precário quando comparados com os testes ADF.

1.4.4 - Inversão das hipótese de testes (breve referência)

Esta questão tem implicações sobre a potência dos testes de raízes unitárias, ponto que será desenvolvido mais adiante. Como sabemos, num ensaio de hipóteses, a hipótese nula só é rejeitada se houver forte evidência contra ela. No estudo de determinada série temporal, se a mesma não contiver informação suficiente acerca da presença (ou não) de uma raiz unitária, poderá levar a não se rejeitar a hipótese nula em ensaio, por falta de potência do teste.

Este facto resulta do controle da probabilidade dos erros de tipo-I e, na prática, a probabilidade dos erros do tipo-II (probabilidade de não rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa) pode ocorrer com “demasiada frequência”. Em geral, os testes nos quais se postula como hipótese nula a presença de uma raiz unitária são pouco potentes contra alternativas auto-regressivas estacionárias, com uma raiz próxima da unidade.

Deste modo, parece clara a vantagem de possuir um teste que inverta as hipóteses em confronto, uma vez que permite “controlar” a possibilidade de rejeitar a hipótese nula de estacionaridade quando a mesma é verdadeira. Desta forma, existe uma forte tendência nestes testes para não se rejeitar a estacionaridade das variáveis.

O teste KPSS (proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin em 1992) insere-se neste tipo de testes. Para a sua implementação, parte-se de uma representação de uma série temporal, seja $\{y_t\}$, em componentes. Suponhamos, seguindo Robalo (1995), que a série $\{y_t\}$ é composta por uma tendência determinística, por um passeio aleatório e por um resíduo estacionário

$$y_t = \beta t + x_t + u_t, \quad (32)$$

com $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$. O valor x_0 é tomado como fixo representando o termo constante. A hipótese nula em causa (estacionaridade) impõe que $\sigma_\varepsilon^2 = 0$.

Pressupondo u_t estacionário, sob H_0 a série $\{y_t\}$ é um processo estacionário em tendência. Se $\beta=0$ em (32) temos um caso particular em que, dada a hipótese nula, a série é um processo estacionário em torno de um nível (x_0).

A estatística de teste que permite concretizar o exposto é dada por

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}^2} \quad t=1,2,\dots,T$$

onde as somas parciais dos resíduos estimados e a variância de longo prazo se apresentam como

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{u}_j \quad \text{e} \quad \sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1} \cdot S_t^2).$$

Por forma a garantir a consistência de $\hat{\sigma}^2$ (estimador da variância de longo prazo) é necessário que o número de desfasamentos tenda para infinito à medida que aumenta

dimensão da amostra. Note-se que a estatística de teste apresentada é válida tanto para testar a estacionaridade em nível ($\beta=0$) como em tendência; contudo, a distribuição da mesma depende da regressão de teste conter ou não componentes tendências.

S.J. Leybourne e B.P.M. McCabe recentemente propuseram um teste que se traduz numa versão paramétrica do anterior. A grande vantagem face ao teste KPSS prende-se com o facto deste teste não ser sensível ao número de desfasamentos utilizados para o cálculo da estimativa da variância de longo prazo. Da mesma forma que o anterior, é um teste que postula como hipótese nula a estacionaridade da série. O grande inconveniente diz respeito à dificuldade de cálculo da estatística de teste, tornando-o na prática pouco utilizado.

Note-se que a referida fraca potência dos testes que postulam como hipótese nula a presença de uma raiz unitária, na prática aconselha a que sejam feitos ensaios com base em ambas as hipóteses.

1.4.5 - O problema dos regressores determinísticos

Um facto que tem também implicações sobre a eficácia dos testes de raízes unitárias prende-se com o número de regressores determinísticos existentes na regressão de teste. A inclusão de variáveis determinísticas desnecessárias diminui a potência dos testes, sendo aconselhável introduzir tantos regressores determinísticos no modelo quantos os existentes no processo gerador de dados.

Da mesma forma, se omitirmos estas variáveis do modelo quando as mesmas seriam imprescindíveis para explicitar a tendência determinística do processo gerador de dados, diminui a potência dos testes de raízes unitárias, ou seja, por exemplo, o facto de não se introduzir uma dada alteração da tendência conduz ao enviesamento do teste no sentido de se aceitar a hipótese nula de não estacionaridade quando a mesma é falsa. Neste ponto, e por forma a salvaguardar a potência do teste, alguns autores propuseram a inversão das hipóteses em confronto, como vimos no ponto anterior.

Na prática, coloca-se o problema de se saber o número de regressores determinísticos a incluir na regressão de teste. Campbell e Perron enumeraram algumas

regras práticas a seguir, levando em consideração a forma como o modelo em estudo está especificado. Segundo os autores, a razão fundamental que justifica o facto da distribuição assintótica da estatística de teste não seguir uma distribuição normal prende-se com a necessidade de se estimar a função de tendência. Assim, a potência dos testes é afectada ao incluirmos um número extra de regressores determinísticos, uma vez que os correspondentes valores críticos (em termos absolutos) aumentam.

Por outro lado, a não rejeição da hipótese nula da presença de uma raiz unitária contra a alternativa de estacionaridade acontece com demasiada frequência quando não especificamos as componentes determinísticas necessárias no modelo de regressão, afectando, desta forma, o bom desempenho dos testes.

Campbell e Perron demonstraram que a potência dos testes enfraquece através da omissão de certos regressores determinísticos presentes no processo gerador de dados. Considere-se que, por instantes, se utilizou a estatística- t para testar a presença de uma raiz unitária na regressão de teste que exclui uma tendência determinística, tendo em conta que o processo gerador de dados era um passeio aleatório com *drift*. Assim, e de acordo com o exemplo, a distribuição assintótica é normal e os valores críticos são, em valor absoluto, pequenos. Note-se que, em primeiro lugar, e em amostras finitas, a distribuição da estatística de teste não é invariante aos valores dos parâmetros da tendência e para valores pequenos a aproximação à distribuição normal não é adequada. Em segundo lugar, e mais importante, este procedimento faz com que a potência do teste tenda para zero à medida que a dimensão da amostra aumenta, reflectindo-se numa "inconsistência extrema" (definindo-se inconsistência de um teste, quando a potência do mesmo, fixadas as alternativas, não tende para a unidade à medida que a dimensão da amostra aumenta).

Em forma de resumo, com o objectivo de avaliarmos os problemas inerentes aos regressores determinísticos, existem dois casos fundamentais a ter em conta:

(i) quando o processo gerador de dados contem uma tendência determinística mas esse termo é omitido da regressão de teste a potência do teste tende para zero à medida que a dimensão da amostra aumenta,

(ii) quando o modelo de regressão inclui variáveis determinísticas desnecessárias, uma vez que o verdadeiro processo gerador de dados não apresenta uma tendência. Assim, apesar do teste sobre a presença de uma raiz unitária ser consistente, a sua potência é adversamente afectada e vai diminuindo à medida que o coeficiente da tendência determinística aumenta.

Quando não for clara a escolha do conjunto de variáveis determinísticas, a implementação destes testes deve ser feita com muita cautela. Desta forma, é recomendável que se siga o princípio da parcimónia, ou seja, que se incluam tantas variáveis determinísticas quantas as existentes no processo gerador de dados, para que se possa salvaguardar a eficácia dos testes e aumentar o seu desempenho.

1.4.6 - O problema da potência dos testes e a quase equivalência observacional

O procedimento usual da implementação dos testes de hipóteses deve levar em conta que a dimensão dos mesmos deve ser próxima do seu valor nominal. Se existir autocorrelação residual, os testes têm uma dimensão real superior à nominal, isto é, a rejeição da hipótese nula, sendo verdadeira, acontece com maior frequência do que se espera.

Neste contexto, em amostras finitas é possível verificar, de acordo com Champbell e Perron (1991,p.157), que um processo estacionário pode ser aproximado por um processo não estacionário, e desta forma as estruturas das autocovariâncias dos dois processos são próximas. Através de um exemplo simples, pode ilustrar-se o que foi dito. Considere-se um processo ARMA(1,1):

$$x_t = \phi x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}.$$

A relação anterior representa um processo não estacionário quando $\phi = 1$ e $-1 < \theta < 1$, mas é estacionário no caso em que $-1 < \phi < 1$ e $-1 < \theta < 1$. Considere-se o caso do processo ser estacionário com $\phi = \theta = 0$. Assim a série será um ruído branco, ao passo que um processo que contenha uma raiz unitária terá $\phi = 1$ e $-1 < \theta < 1$, e desta forma o processo será um IMA(1,1). A proximidade entre os dois processos verifica-se quando θ é muito próximo, mas não chega a igualar a unidade.

Este facto tem implicações no que respeita às propriedades dos testes de raízes unitárias. No caso em que θ é próximo de -1 , como não se distingue o processo integrado do processo estacionário, os testes usuais de raízes unitárias têm dimensão real muito superior à nominal conduzindo ao aumento da probabilidade do erro tipo-I ocorrer (probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira). Assim, um processo estacionário pode, em amostras finitas, aproximar-se de um processo não estacionário e vice-versa.

De acordo com os autores citados, um caso extremo ocorre, por exemplo, quando $\phi=1$ e $\theta=-0,98$, e a hipótese de existir uma raiz unitária é rejeitada cerca de 98% das vezes, (com um teste com dimensão nominal de 5%), quando a mesma é verdadeira. A razão pela qual tal acontece, prende-se com o facto do processo "parecer" um ruído branco. Em segundo lugar, se o processo gerador de dados é estacionário mas tem uma raiz próxima da unidade, os testes de raízes unitárias apresentam escassa potência.

Para além do exposto, outros factores contribuem para a perda de eficácia dos testes, e são eles a dessazonalização das séries temporais e a presença de mudanças de estrutura. Note-se ainda que o desempenho dos testes prende-se mais com o período de tempo abrangido pela amostra do que com o número efectivo de observações. Como foi referido na secção 1.4.5, a potência dos testes de raízes unitárias diminui quando o processo gerador de dados admite uma tendência determinística e esta variável é omitida da regressão de teste. Neste caso, o aumento do número de observações não resolveria o problema e, pelo contrário, a potência do teste tenderia para zero.

Em forma de resumo, a fraca potência dos testes de raízes unitárias prende-se, para além de outras condicionantes, com o problema da quase equivalência observacional entre a não estacionaridade e a estacionaridade mas com uma raiz próxima da unidade, em amostras finitas. É precisamente para tentar resolver este problema que alguns autores propuseram a inversão dos papéis das duas hipóteses (para mais detalhes veja-se o ponto 1.4.4).

II.2 – TEORIA DA COINTEGRAÇÃO

2.1 INTRODUÇÃO

2.1.1 - Regressões Espúrias

Um dos efeitos da presença de raízes unitárias na análise econométrica das séries temporais prende-se com a ocorrência de regressões espúrias ou, de acordo com Boswijk (1994), regressões "sem sentido". Este fenómeno foi primeiramente referido em 1926, por Yule, mas só mais tarde, em 1974, Granger e Newbold deram o "alerta" sobre os riscos e consequências das regressões espúrias recorrendo a técnicas de simulação de Monte Carlo. Este facto fez com que muitos investigadores passassem a usar nas regressões tradicionais a abordagem defendida, no contexto dos modelos ARIMA, por Box e Jenkins, ou seja, séries estacionárias.

Este procedimento, na tentativa de ultrapassar o problema, levou, na prática, à estimação de modelos que incluíssem apenas variáveis em diferenças.

Por forma a analisarmos as consequências deste fenómeno, considerem-se duas séries temporais $\{y_t, x_t, t=1,2,\dots\}$ integradas e independentes, geradas por dois passeios aleatórios:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad \text{e} \quad u_t \sim \text{I.I.D}(0, \sigma_u^2) \quad (33)$$

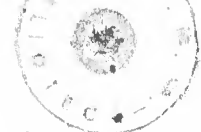
$$x_t = x_{t-1} + v_t \quad \text{e} \quad v_t \sim \text{I.I.D}(0, \sigma_v^2), \quad (34)$$

$$\text{e } E(u_t v_s) = 0 \quad \forall t, s, \quad E(u_t u_{t-k}) = E(v_t v_{t-k}), \quad \forall k = 0.$$

Suponhamos que aplicamos o OLS à estimação do modelo

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t. \quad (35)$$

Granger e Newbold (1974) verificaram, que apesar dos processos geradores dos dados serem independentes, o rácio- t do parâmetro β_1 da equação (35) sobre-rejeita a hipótese nula de não significância do parâmetro ($H_0 : \beta_1 = 0$), dada a convencional região crítica e para um nível de significância de 5% (sendo a dimensão real do teste superior à dimensão nominal).



Neste caso, a frequência com que ocorre o erro de tipo-I (probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando a mesma é verdadeira) é elevada, e encontramos uma relação com significado “aparente” entre as variáveis.

Reconsiderando o modelo (35), e tendo presente as séries $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ processos integrados e independentes, sendo $H_0 : \beta_1 = 0$ sobrerrejeitada (onde se testa a equação $y_t = \beta_0 + \varepsilon_t$) entra em conflito com a hipótese assumida inicialmente de que ε_t é um ruído branco. Existe, desta forma, uma inconsistência interna ao modelo, uma vez que não é possível não rejeitar $\beta_1 = 0$, e, em simultâneo, aceitar que o termo de perturbação do modelo seja estacionário.

Mais tarde, os resultados foram reinterpretados por Phillips (1986), desenvolvendo uma teoria assintótica para processos integrados, segundo a qual, quando $T \rightarrow \infty$ a probabilidade de rejeitar $H_0 : \beta_1 = 0$, através da estatística de teste usual converge para a unidade. Significa, que os problemas dos resultados espúrios tornam-se mais “graves” quando a dimensão da amostra aumenta.

Note-se, que existem perigos, na conduta da inferência estatística, ao se utilizarem os valores críticos “standard” relativos à distribuição da estatística- t , uma vez que, neste contexto a distribuição da estatística de teste diverge, o que faz com que não existam valores críticos válidos para os habituais testes de significância. Por outro lado, a estatística de Durbin-Watson converge para zero, assim, e no limite, encontramos sempre uma relação significativa entre os dois processos independentes.

Granger e Newbold alertaram para este tipo de regressões entre variáveis integradas que conduzem a um valor muito baixo da estatística de Durbin-Watson, dizendo que não se deve atribuir credibilidade a uma regressão entre variáveis integradas de primeira ordem sempre que verifica $DW < R^2$. Este “alerta” pode ser interpretado como um teste implícito de raízes unitárias aos resíduos da regressão (35), funcionando a DW como estatística de teste e o coeficiente de determinação como valor crítico. Estes autores recomendaram que se deve especificar (35) em primeiras diferenças sempre que $DW < R^2$, por forma a resolver os problemas da regressão espúria.

Das várias críticas acerca deste tipo de relações, a única que nos interessa evidenciar, prende-se com o facto de este tipo de especificações (em primeiras diferenças) implicar que se possam perder as eventuais propriedades de longo prazo existentes entre as variáveis em causa e, como tal, ignorar as relações de equilíbrio eventualmente sugeridas pela teoria económica.

Para ver que assim é, tome-se, por exemplo, o seguinte modelo dinâmico que inclui desfasamentos de todas as variáveis, considerando-se a existência de apenas uma só variável explicativa:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_t + \alpha_3 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (36)$$

onde as séries $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ são $I(1)$ e ε_t é um ruído branco. A solução de longo prazo obtém-se pela igualdade $\Delta y_t = \Delta x_t = 0$, ou seja

$$y = \beta_0 + \beta_1 x$$

com $\beta_0 = \alpha_0 / (1 - \alpha_1)$ e $\beta_1 = (\alpha_2 + \alpha_3) / (1 - \alpha_1)$. Para o modelo exposto (36), os estimadores OLS são consistentes para os verdadeiros valores dos parâmetros; especificamente, $\hat{\alpha}_2$ e $\hat{\alpha}_3$ convergem para a distribuição $N(0,1)$, tal como o rácio- t de $\alpha_3 = 0$.

Todavia, o mesmo não acontece com a estatística- F de significância conjunta dos parâmetros α_1, α_2 e α_3 , que segue uma distribuição limite não “standard” e tem como hipótese nula $y_t = \alpha_0 + \varepsilon_t$, violando a hipótese assumida para a variável y_t , que é a de ser uma variável integrada de primeira ordem.

Contudo, reparametrizando a regressão (36) para um modelo às diferenças, temos

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \alpha_2 \Delta x_t + (\alpha_2 + \alpha_3)x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (37)$$

Neste momento, a estatística- F de significância conjunta dos parâmetros de interesse é válida, estatisticamente, uma vez que testa $H_0 = \Delta y_t = \alpha_0 + \varepsilon_t$, ou seja, de y_t ser um passeio aleatório com “drift”.

Se y_t e x_t são variáveis representadas por passeios aleatórios independentes conduzem à não rejeição da hipótese em teste, ultrapassando-se, deste modo, o problema de resultados espúrios. Todavia, a estatística- F não segue uma distribuição assintótica “standard”, dado que ambas as variáveis são integradas e, por conseguinte, pelo facto de H_0 incluir como restrição a existência de uma raiz unitária $(\alpha_1 - 1) = 0$.

Neste contexto, apesar dos argumentos invocados acerca dos efeitos nefastos da obtenção de resultados espúrios, o certo é que durante algum tempo se continuou sem saber de que forma é que modelos com variáveis integradas podiam conduzir a variáveis residuais do tipo ruído branco. Este problema viria a ser ultrapassado com o desenvolvimento da teoria da cointegração e como nota Granger, “*A test for cointegration can be thought of as a pre-test to avoid ‘spurious regression’ situation.*”³

2.1.2 - Conceitos e a relação de equilíbrio de longo prazo

Como se referiu anteriormente, aparece diversas vezes, em regressões entre variáveis integradas, o fenómeno das regressões espúrias. No entanto, a teoria económica preconiza que um conjunto de variáveis possam estar ligadas por meio de uma relação de equilíbrio de longo prazo, podendo divergir no curto prazo, isto é, por uma relação que se mantém, em média, durante um longo período de tempo. Deste modo, mesmo que as variáveis se afastem da situação de equilíbrio, existem forças no sistema que actuam de forma a restabelece-lo (funcionando como uma força de “atração”).

Antes de entrarmos nos conceitos, suponhamos x_t e y_t , duas variáveis $I(d)$. Em geral a combinação linear

$$z_t = x_t - \alpha y_t \quad (38)$$

será também uma variável $I(d)$. Contudo, pode acontecer que z_t seja uma variável com um nível de integração mais baixo do que x_t e y_t , individualmente. Quando tal se verifica, significa que existe algo de comum nas características de longo prazo das séries. Tendo em conta o caso mais simples, admita-se que x_t e y_t são ambas $I(1)$ e que $z_t \sim I(0)$. Assim, as

³ Veja-se C.W.J.Granger, “Developments in the study of co-integrated Economic Variables,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, 1986, p.226.

duas variáveis têm uma evolução “paralela” ao longo do tempo, ou seja, a combinação linear entre elas é uma variável estacionária.

Um instrumento teórico e prático que tem permitido estudar este tipo de situações é conhecido na literatura pela análise de cointegração. Esta análise não é mais do que um estudo de modelos multivariados com variáveis integradas.

Considerando x_t , um vector genérico ($n \times 1$) de variáveis económicas, pode afirmar-se que existe uma relação de equilíbrio quando se verifica a restrição linear

$$\alpha' x_t = 0.$$

Contudo, é de esperar que em cada momento do tempo a relação anterior não se verifique, pelo que a restrição imposta terá de ser mais geral, obtendo-se

$$z_t = \alpha' x_t \neq 0,$$

onde z_t representa o desvio que pode ocorrer no curto prazo face ao ponto de equilíbrio, conhecido por erro de equilíbrio (ou de desequilíbrio, para alguns autores).

Foram Engle e Granger(1987), que formalizaram o conceito de cointegração entre séries temporais. Assim, as componentes do vector x_t dizem-se cointegradas de ordem (d,b) , $x_t \sim CI(d,b)$, se e só se verificarem as seguintes condições:

- i) todas as componentes do vector x_t são integradas de ordem d e
- ii) existir um vector $\alpha \neq 0$, tal que:

$$z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b),$$

com $d \geq b > 0$. O vector α toma o nome de vector cointegrante.

No caso específico em que $d=b=1$, todas as variáveis em x_t serão $I(1)$, e tal significa que, pelo menos uma determinada combinação linear dessas componentes será $I(0)$. Neste caso, e de acordo com a definição de cointegração, os desvios em relação ao equilíbrio deverão ser limitados e temporários, ou seja, z_t deverá ser uma variável estacionária. No entanto, se as componentes do vector x_t não forem cointegradas, então z_t não será estacionária e não terá tendência para retornar a qualquer valor (e, em particular, para zero).

Mais tarde, surgiram outras definições de cointegração que, segundo Campbell e Perron (1991), correspondem aos conceitos de cointegração estocástica e de cointegração

determinística. De acordo com a primeira noção, o vector x_t é dito cointegrado, se existir pelo menos um elemento não nulo de α , α_i , tal que $\alpha_i' x_t$ é estacionário em tendência. Se existirem r vectores linearmente independentes, pode afirmar-se que x_t é cointegrado com característica de cointegração dada por r . Assim, o vector $\alpha' x_t$ será estacionário em tendência e α representa a matriz $(n \times r)$ composta pelos vectores cointegrantes. A noção de cointegração determinística corresponde a uma definição mais forte, pois exige que o vector cointegrante, α , elimine as supostas raízes unitárias bem como a tendência determinística.

A título ilustrativo, considerem-se duas variáveis c_t e y_t , que representam, por exemplo, o consumo e o rendimento disponível; se existir um vector cointegrante este deverá ser único. Partindo do pressuposto que as variáveis em causa são $I(1)$, desta forma $z_t = c_t - \alpha y_t \sim I(0)$ e o coeficiente α será único (com a restrição de normalização em c_t). Por forma a comprovar a unicidade do vector cointegrante, e seguindo Banerjee *et.al* (1993), suponha-se que existem dois parâmetros distintos de cointegração, α e γ , tal que $\{x_t + \alpha y_t\}$ e $\{x_t + \gamma y_t\}$. Este facto conduz a que $(\alpha - \gamma)y_t$ seja também estacionário, uma vez que subtraindo uma série $I(d)$ a outra (com ordem de integração igual ou inferior a d) não podemos obter um processo com ordem de integração superior. Assim, partindo do pressuposto de que $\{y_t\}$ é uma série integrada de primeira ordem, chegaríamos a um resultado contraditório (a menos que $\alpha = \gamma$). Comprova-se, deste modo, a unicidade do vector de cointegração para o caso simples de duas variáveis.

Note-se que ao efectuar generalizações podem surgir situações em que a relação de cointegração não traduza a ideia de equilíbrio económico. No caso em que $x_t \sim CI(2,1)$, como $z_t \sim I(1)$ dificilmente se pode considerar um equilíbrio de longo prazo, uma vez que não se espera que z_t retorne a zero. Por outro lado, se $r > 1$, coloca-se o problema de não se verificar a unicidade do equilíbrio, podendo, desta forma, algumas relações estatísticas perderem justificação económica.

Em forma de resumo, e de acordo com Banerjee *et.al* (1993), existem três razões fundamentais que justificam a importância do conceito de cointegração na análise de modelos econométricos com variáveis integradas e que, em simultâneo, permitem averiguar

as (eventuais) características de longo prazo comuns nas variáveis em análise. A primeira prende-se com a formalização dos conceitos de ordem de integração e de cointegração. Se o equilíbrio entre as variáveis existe, então, uma combinação linear delas representa um processo que é estacionário. Em segundo lugar, e tendo em conta a existência de uma relação directa entre o conceito de cointegração e o de equilíbrio de longo prazo, regressões que envolvem variáveis não estacionárias em níveis só farão sentido se as mesmas estiverem cointegradas. É um aspecto muito importante uma vez que permite ultrapassar os problemas inerentes à eventual existência de regressões espúrias. Finalmente, uma outra razão importante que justifica o estudo da cointegração, prende-se com o facto de um conjunto de variáveis que se dizem cointegradas poderem ser representadas através de um modelo corrector do erro, evidenciando-se a proporção do desequilíbrio verificado num dado período que é corrigido no período seguinte. Deste modo, destaca-se o termo representativo dos desvios dos valores observados face ao equilíbrio de longo prazo.

De uma forma geral, a importância do conceito de cointegração abre a possibilidade de testar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo, tal como são sugeridas pela teoria económica.

Todavia, o estudo da cointegração coloca ao investigador dois problemas econométricos, nomeadamente: testar se as variáveis em causa são cointegradas e a necessidade da estimação do(s) vector(es) de cointegração.

2.1.3 - Estimação OLS do vector de cointegração

Foi referido anteriormente que a cointegração entre duas (ou mais) variáveis $I(1)$ exigia a presença de um vector cointegrante que, em grande parte dos casos, não é conhecido à partida. Urge, naturalmente, a necessidade em saber como determinar o vector cointegrante. Considere-se então o problema da determinação do vector α no modelo

$$\alpha' x_t = z_t.$$

Se todas as variáveis forem $I(1)$, então, e em geral, uma combinação destas variáveis, e assim de z_t , será $I(1)$. Desta forma, quase todos os vectores α darão origem a uma série $\{z_t\}$ com variância infinita (assimptoticamente). As excepções a este resultado



serão obtidas com os vectores cointegrantes. Nestas circunstâncias, a forma mais simples de estimar o vector cointegrante é recorrer ao método OLS. Este método parece, à partida, não ser o procedimento mais indicado, por um lado, devido à possibilidade dos regressores serem endógenos e, por outro, pela eventualidade de se obterem resultados espúrios, uma vez que se incluem no modelo variáveis integradas. Contudo, uma vez que os mínimos quadrados ordinários minimizam a variância (estimada) de z_t , o vector $\hat{\alpha}$, obtido de uma regressão sobre a equação anterior, deverá fornecer uma boa aproximação a algum vector cointegrante. Assim, é um método perfeitamente aplicável e verifica-se que, no caso das variáveis serem cointegradas, o estimador OLS do vector de cointegração converge em probabilidade para o verdadeiro valor do parâmetro (à medida que a dimensão da amostra tender para infinito). Para consolidar este aspecto, considere-se a relação de cointegração

$$y_t = \alpha x_t + u_t, \quad (39)$$

onde x_t é um escalar e, por definição, $(y_t - \alpha x_t) = u_t \sim I(0)$. Seja $\hat{\alpha}$ o estimador OLS de α na regressão (39); no caso de $\hat{\alpha} \neq \alpha$, implica que $(y_t - \hat{\alpha} x_t) = \hat{u}_t \sim I(1)$ e a variância de \hat{u}_t tende para infinito. Se existir cointegração $\hat{\alpha}$ deve ser uma boa aproximação de α . Assim, para estabelecer uma relação de equilíbrio de longo prazo entre um conjunto de variáveis é suficiente fazer uma regressão simples dos mínimos quadrados, entre esse conjunto de variáveis, sendo possível analisar até que ponto as relações de equilíbrio entre elas, sugeridas pela teoria económica, são ou não consistentes com os dados efectivamente observados.

É importante enfatizar que, existindo uma relação de cointegração, o estimador OLS tem propriedades especiais. A convergência, de $\hat{\alpha}$ para o seu valor α , realiza-se a uma taxa proporcional a T^{-1} , onde T representa a dimensão da amostra, verificando-se que o estimador OLS tende para o seu verdadeiro valor a uma taxa mais rápida que a habitual (superior ao caso em que a regressão inclui apenas variáveis $I(0)$, sendo a taxa de convergência dada por $T^{-1/2}$), o que se designa por propriedade de "superconsistência" do estimador.

Neste caso, a consistência do estimador não requer que se assuma a ausência de correlação entre os regressores e os erros do modelo. Desta forma, qualquer das variáveis pode ser tomada como dependente, sem a preocupação com a questão da endogeneidade dos regressores ou com a possibilidade das variáveis serem medidas com erro. Esta situação ocorre uma vez que, e tendo por base a definição de cointegração, o crescimento das variáveis integradas "abafa" o processo residual, que é estacionário, ou seja, a verdadeira relação de cointegração domina todos os termos que possam causar regressões espúrias

Apesar de garantida a propriedade de superconsistência, o estimador OLS não segue, em geral, assintoticamente a distribuição normal, colocando em causa a inferência estatística sobre o(s) parâmetro(s) de interesse. Por outro lado, apesar de verificada a propriedade mencionada, esta não permite ultrapassar os problemas de enviesamento do estimador OLS (em pequenas amostras). Este enviesamento fica a dever-se à não ortogonalidade entre os regressores e o termo de erro, podendo conduzir a uma perda de eficiência. Alguns autores investigaram este problema e verificaram que $\hat{\alpha}_{ols}$ na potencial regressão de cointegração dada, por exemplo, por (39), não convergia rapidamente para o verdadeiro valor do parâmetro, o que os levou a proporem $(1-R^2)$ como um indicador de análise do grau de enviesamento. O enviesamento em pequenas amostras, de acordo com Banerjee *et al.* (1986), é tanto maior quanto menor o coeficiente de determinação da potencial regressão de cointegração, no entanto, um elevado valor do R^2 não garante a ausência do problema.

2.2 COINTEGRAÇÃO E MECANISMO CORRECTOR DO ERRO (Teorema da Representação de Granger)

Como já foi referido, muitas séries temporais são integradas de primeira ordem, podendo conduzir a resultados espúrios, e como tal, é óbvio, que as regressões em níveis das variáveis $I(1)$ sobre os níveis de mais de uma (ou apenas uma) variável que seja $I(1)$ não é, em geral, uma grande opção.

O procedimento mais usual para trabalhar com variáveis desta natureza é torná-las estacionárias, calculando sucessivas diferenças. O grande inconveniente deste procedimento é perder a possibilidade de se obterem relações em níveis, entre a variável dependente e as variáveis independentes. Contudo, viu-se que a cointegração permite obter tais relações, as quais têm, muitas vezes, um interesse económico considerável.

Outro procedimento consiste em especificar um modelo de mecanismo corrector do erro (MCE), que traduza o comportamento das variáveis a curto prazo e permita um ajustamento gradual do conjunto das variáveis envolvidas no modelo em direcção à relação de equilíbrio de longo prazo obtida pela cointegração.

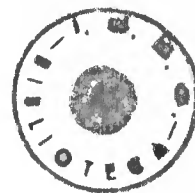
Os modelos de mecanismo corrector do erro têm sido utilizados com bastante frequência na especificação dinâmica dos modelos económicos. É este tipo de representação que permite fazer uma reconciliação do comportamento de curto prazo das variáveis económicas com o seu comportamento de longo prazo (equilíbrio).

Segundo Engle e Granger (1987), existe uma relação estreita entre o conceito de cointegração e os modelos MCE. Esta correspondência tem o seu fundamento no Teorema da Representação de Granger, e que se pode resumir da seguinte forma: se um conjunto de variáveis são cointegradas, então existe um modelo MCE que traduz, a curto prazo, a relação entre aquelas variáveis; inversamente, a existência de um modelo MCE garante que as variáveis nele incluídas sejam cointegradas, permitindo o estabelecimento da respectiva relação de equilíbrio a longo prazo.

São este tipo de modelos que permitem corrigir um desequilíbrio do período anterior (representado por uma variável explicativa que entra no modelo na forma de mecanismo corrector do erro) e a sua interpretação reside, basicamente, no facto de uma proporção do desequilíbrio verificado num dado período vir a ser corrigida no período seguinte.

Para ilustrar o procedimento anterior, considere-se que as variáveis y_t e x_t são $I(1)$ e cointegradas, onde o vector de cointegração é dado por $[1 \ -\alpha]$. Suponha-se, também, que a relação de equilíbrio de longo prazo é dada por

$$y_{\infty} = \delta_1 + \delta_2 t + \alpha x_{\infty}$$



O MCE correspondente é representado pela equação

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \gamma_2 t - \lambda (y_{t-1} - \alpha x_{t-1}) + \beta \Delta x_t + \varepsilon_t. \quad (40)$$

Neste tipo de modelos, nos quais, a solução de longo prazo, ou relação de equilíbrio, é geralmente introduzida como uma variável adicional na forma de um termo corrector, de acordo com o qual, é possível relacionar alterações numa variável com os erros de equilíbrio passados, assim como com alterações passadas nas duas variáveis. Neste modelo faz-se a regressão de uma variável estacionária, Δy_t , sobre as componentes sistemáticas (constante e tendência), o termo corrector do erro $\lambda (y_{t-1} - \alpha x_{t-1})$ que é $I(0)$, pois as variáveis y_t e x_t são cointegradas traduzindo em que medida o sistema está fora de equilíbrio e sobre $\beta \Delta x_t$.

O modelo anterior é conhecido por equação correctora do erro, já que o valor de uma variação na variável será influenciado pelo sinal e magnitude do erro de equilíbrio no período anterior; por exemplo, a equação diz-nos que as variações em y_t dependem não só das variações em y_t e x_t , mas também do desequilíbrio entre os níveis de y_t e x_t , verificado no período anterior. Assim, a grande vantagem da representação na forma MCE reside no facto de combinar a flexibilidade da especificação dinâmica com a manutenção das propriedades de longo prazo das variáveis em análise.

O Teorema da Representação de Granger veio também resolver a questão sobre a forma como um modelo deve ser especificado, se com variáveis em níveis ou em diferenças (veja-se Marques (1995)). Deste modo, tendo em conta a equação (40) verifica-se que o único facto que diverge de um modelo em diferenças reside na presença do termo corrector do erro. Contudo, esta diferença é fundamental, uma vez que, caso exista cointegração entre as variáveis, se especificarmos o modelo apenas nas suas diferenças estaremos a cometer um erro de especificação pela omissão indevida dos termos em níveis incluídos no vector z_{t-1} . Assim, facilmente se conclui que a especificação de modelos VAR nas primeiras diferenças das variáveis implica um erro de especificação, caso exista cointegração.

Ilustrámos um MCE para um caso simples. Contudo, quando se trata de um sistema multivariado, é também possível definir uma representação na forma de modelo com

mecanismo corrector do erro. Deste modo, um vector de séries x_t pode assumir uma representação MCE através da relação dada por

$$A(L)(1-L)x_t = -\lambda z_{t-1} + u_t \quad (41)$$

com $z_t = \alpha' x_t$, sendo x_t um vector $(n \times 1)$, cointegrado com $d=1$, $b=1$, u_t são variáveis residuais estacionárias, as matrizes α e λ têm dimensão $(n \times r)$ e característica r e $A(L)$ representa uma matriz de polinómios finitos no operador de desfasamento (L) .

Se α é conhecido, não existem problemas em aplicar o método de estimação OLS para obter os estimadores dos parâmetros de interesse. Todavia, e na maior parte dos casos, α não se conhece *á priori*, colocando-se, desta forma, a questão da estimação dos parâmetros do modelo MCE. Neste contexto é de referir que existem vários métodos, sendo o mais simples de implementar e o mais popular o método de dois passos de Engle e Granger, o qual iremos desenvolver num ponto posterior.

2.3 TESTES DE COINTEGRAÇÃO NO CONTEXTO UNI-EQUACIONAL

Testar a existência de cointegração entre um conjunto de variáveis aproxima-se dos testes que visam analisar a ordem de integração das séries. A diferença reside no facto de nos primeiros testes se avaliar a presença de raízes unitárias nas séries dos resíduos OLS provenientes da estimação da relação de cointegração, ao passo que nos segundos a concretização dos testes incide sobre as séries originais isoladas.

Note-se que, aceitar a presença de raízes unitárias nos resíduos implica a inexistência de cointegração e, portanto, de um mecanismo de ajustamento do sistema para a solução de equilíbrio (de longo prazo).

À semelhança do que se mencionou no caso dos testes de integração, iremos fazer referência aos testes de cointegração mais citados na literatura, procedendo à sua apresentação de acordo com o tipo de hipótese nula associada.

2.3.1 - Teste *CRDW*

O teste proposto por Sargan e Bhargava (1983) ficou conhecido por teste de Durbin-Watson ou teste *CRDW* ("Cointegrating Regression Durbin-Watson"), consistindo na aplicação da estatística de Durbin-Watson aos resíduos \hat{u}_t da potencial regressão de cointegração, dada por

$$y_t = \alpha x_t + u_t. \quad (42)$$

A hipótese nula em causa é a de que as variáveis não estão cointegradas, contra a alternativa de existência de cointegração, pelo que a estatística de teste deve assumir valores próximos de zero quando H_0 é verdadeira indicando, desta forma, a possibilidade de ausência de cointegração e da possível não estacionaridade dos resíduos.

De acordo com Banerjee *et al.* (1993) a estatística de teste representada na equação (23) aplicada aos resíduos, \hat{u}_t , permite ensaiar as hipóteses em teste.

Todavia a estatística *CRDW* apresenta-se problemática. Engle e Yoo (1987) sugeriram que este teste devia ser visto como um mero "indicador" da possível relação (ou não) de cointegração, uma vez que a sua distribuição é extremamente sensível à dimensão da amostra, ao número de variáveis incluídas no modelo estático dado por (42) e aos parâmetros perturbadores (tais como possíveis correlações entre as variáveis incluídas nessa equação).

Os valores críticos iniciais foram propostos por Sargan e Bhargava. De acordo com Marques (1995), para uma regressão de cointegração com duas variáveis e com 100 observações, os valores críticos, obtidos por estudos de simulação por Engle e Granger, para níveis de significância de 1%, 5% e 10% são, respectivamente, de 0.511, 0.386 e 0.322, rejeitando-se H_0 para valores superiores da estatística de Durbin-Watson. No caso da estatística DW ser inferior, por exemplo, a 0.511, rejeitamos a hipótese de existência de cointegração com um nível de significância de 1%.

Desta forma, o teste *CRDW* não dispensa a concretização de outros testes, podendo ser encarado como um indicador útil na análise, dada a sua facilidade de cálculo.

2.3.2 - Testes de Engle e Granger (EG) e Engle e Granger Aumentado (AEG)

O teste mais popular de cointegração, o qual está intimamente relacionado com os testes de raízes unitárias propostos por Dickey e Fuller, foi sugerido por Engle e Granger (1987). A aplicação do teste EG consiste na estimação, pelo método OLS da regressão

$$\Delta \hat{u}_t = \gamma \hat{u}_{t-1} + v_t, \quad (43)$$

onde \hat{u}_t representa o resíduo OLS da potencial regressão de cointegração. Assim, testa-se a hipótese nula de não cointegração contra a alternativa de existência de cointegração através de um teste de raízes unitárias sobre o termo residual. No caso de u_t ser conhecido, o teste de cointegração tem a mesma distribuição assintótica que os testes de raízes unitárias habituais. Contudo, regra geral, u_t não é observado sendo necessário estimar o modelo estático dado por (42) pelo método OLS e obter estimativas do (potencial) erro de equilíbrio, \hat{u}_t , bem como do vector de cointegração α ⁴.

O teste EG, ao ser uma adaptação do teste de Dickey e Fuller, visa testar a hipótese nula de $\gamma = 0$, sendo o ensaio feito com base no valor do t -rácio de γ . Todavia, e apesar da estatística de teste ser calculada da forma habitual, a sua distribuição não é "standard" e depende do número de variáveis incluídas no modelo de regressão. Os pontos críticos para a realização do teste em causa podem ser vistos nas tabelas de Engle e Granger (1987) e de Engle e Yoo (1987). Estes autores tabularam os respectivos valores críticos através do recurso a técnicas de simulação, bem como MacKinnon (1991), que criou tabelas apropriadas para qualquer dimensão da amostra e para mais do que duas variáveis. Os pontos críticos para a realização do teste AEG podem também ser vistos nas tabelas desenvolvidas por MacKinnon (note-se que não fornecem directamente os valores, mas permite o seu cálculo através de uma fórmula apropriada), para vários tipos de regressões de cointegração (com ou sem termo constante e com ou sem tendência linear).

⁴ No caso em que existe cointegração entre as variáveis em estudo, o estimador OLS, $\hat{\alpha}$, converge em probabilidade para o verdadeiro valor de α e é pelo facto da variância de todas as outras combinações lineares ser infinita que a propriedade da "superconsistência" se verifica. Assim, o estimador $\hat{\alpha}$ tende para α a uma taxa mais rápida que a habitual.

Tal como acontecia nos testes DF, um dos problemas do teste EG prende-se com o facto de só ter validade se na equação (43) os erros v_t não apresentarem autocorrelação. Em tais situações, é necessário recorrer a outros testes como, por exemplo, o teste de Engle e Granger Aumentado (AEG). A sua concretização obriga à estimação da regressão (43) aumentada pela inclusão de defasamentos de $\Delta \hat{u}_t$, ou seja

$$\Delta \hat{u}_t = \lambda \hat{u}_{t-1} + \alpha_1 \Delta \hat{u}_{t-1} + \alpha_2 \Delta \hat{u}_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (44)$$

ensaiaando a hipótese nula $H_0: \lambda=0$ através da habitual estatística- t .

Quanto ao número de defasamentos de $\Delta \hat{u}_t$, uma estratégia aconselhável consiste em incluir um número de *lags* suficientes por forma a eliminar a autocorrelação existente, seguindo-se o procedimento anteriormente descrito na secção 1.4.3.4. Note-se, ainda, que a distribuição da estatística de teste é a mesma que no teste EG.

2.3.3 - Testes de Phillips e Ouliaris

Em alternativa aos testes AEG, Phillips e Ouliaris (1990) propuseram testes de cointegração não-paramétricos, semelhantes aos testes de raízes unitárias sugeridos por Phillips e Perron, na tentativa de eliminar o eventual problema de correlação serial através de correcções não paramétricas.

Os testes de Phillips e Ouliaris resume-se à simples aplicação dos propostos por Phillips e Perron (veja-se secção 1.4.3.2), agora, sobre os resíduos. Na prática procede-se ao recálculo das estatísticas EG (e AEG) através de um ajustamento não paramétrico sobre as mesmas; sintetizando-se na estimação, pelos mínimos quadrados, da regressão dada, por exemplo, por

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \hat{\eta}_t. \quad (45)$$

Neste contexto, é importante enumerar algumas propriedades relevantes destes testes. As suas distribuições não dependem de parâmetros perturbadores, todavia, dependem do número de regressores existentes no sistema. Assim, as correcções não paramétricas têm a sua utilidade no contexto de cointegração que tinham as mesmas nos

testes de raízes unitárias, ou seja, eliminam os termos perturbadores do modelo, permitindo a utilização das tabelas de Engle e Granger. Assim, e sob a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, e para qualquer especificação genérica dos resíduos η_t , as distribuições das estatísticas respectivas são iguais às seguidas pelos testes de Dickey e Fuller $T(\hat{\rho} - 1)$ e $\tau = (\hat{\rho} - 1)/se(\hat{\rho})$, respectivamente, obtidas sob a hipótese dos resíduos serem I.I.D.

O teste AEG e o proposto por Phillips e Ouliaris têm a mesma distribuição assintótica. É um resultado importante uma vez que permite a utilização de um conjunto de tabelas “standard”, podendo aumentar o teste EG com desfasamentos (ou seja, calcular o teste AEG) ou ajustar de forma não paramétrica a estatística de teste de EG não aumentada.

Phillips e Ouliaris tabelaram valores críticos para as estatísticas de teste, tendo em conta a especificação das potenciais regressões de cointegração. Contudo, os valores apresentados pelos autores não têm grande utilidade na prática, uma vez que se referem a amostras de dimensão muito grande (500 observações), pelo menos para o caso português (veja-se Marques (1995)).

Todavia, Alfred Haug em 1992 calculou, por técnicas de simulação, valores críticos para os testes de Phillips e Ouliaris para amostras de dimensão menor (nomeadamente de 50, 100, 150 e 250 observações).

2.3.4 - Teste t-MCE

É sabido do Teorema da Representação de Granger, que se um conjunto de variáveis $I(1)$ admite uma representação na forma MCE então existe cointegração entre essas variáveis. Este resultado torna possível testar a existência de cointegração através da análise de um modelo dinâmico, para um dado conjunto de variáveis.

Uma proposta alternativa de testar a existência de cointegração foi sugerida por Banerjee *et al.* (1986), baseando-se no rácio- t do coeficiente corrector do erro de um modelo dinâmico reparametrizado como um modelo MCE, tendo em conta a relação de

equivalência existente entre um modelo MCE e a cointegração. Banerjee *et al.* propuseram a utilização do rácio-*t* designando-se o mesmo por estatística de teste *t*- MCE.

Supondo-se duas variáveis $I(1)$, a representação através de um modelo MCE (uni-equacional) para y_t é dada, de uma forma genérica, por

$$A(L)\Delta y_t = B(L)\Delta x_t + \gamma (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (46)$$

Tendo em conta o exposto, uma forma de testar a existência de cointegração passa por analisar a estabilidade do modelo. A estabilidade implica que o erro de desequilíbrio, dado no exemplo por $(y_t - \beta x_t)$, siga um processo estacionário, ainda que as variáveis y_t e x_t sejam integradas de primeira ordem. Assim, se o modelo for estável, as variáveis em causa (y_t e x_t) são cointegradas com um vector cointegrante dado por $(1, -\beta)'$. O teste pode ser visto como um teste de estabilidade, isto é, como um teste de existência de convergência para o equilíbrio (de longo prazo) das variáveis económicas em estudo.

A hipótese nula $H_0 : \gamma = 0$, representa a situação de ausência de cointegração entre as variáveis. Desta forma, é possível testar a existência de cointegração, directamente através do estudo da especificação dinâmica, para um dado conjunto de variáveis.

Facilmente se estabelece a relação entre o modelo MCE e a regressão a partir da qual se faz o teste AEG (tal como em (44) e para $d=1$), subtraindo a ambos os lados da equação (46) o termo $A(L)\beta\Delta x_t$,

$$A(L)\Delta u_t = \gamma u_{t-1} + \{[(B(L) - A(L)\beta)\Delta x_t + \varepsilon_t]\}, \quad (47)$$

onde

$$u_t = y_t - \beta x_t,$$

e a variável residual de (47), v_t , vem dada por

$$v_t = (B(L) - A(L)\beta)\Delta x_t + \varepsilon_t. \quad (48)$$

Deste modo, a estatística AEG baseada na regressão (47) impõe a restrição (da existência de um factor comum)

$$B(L)=A(L)\beta, \quad (49)$$

a qual se não se verificar implica uma perda de informação e, por conseguinte, uma perda de potência do teste AEG relativamente ao teste MCE.

Note-se que a imposição de factores comuns aplica-se igualmente a outros testes de cointegração construídos a partir da regressão estática (da potencial regressão de cointegração), como sejam os testes não paramétricos de Phillips e Perron. Se em (47) a variável v_t não for um ruído branco, então é necessário aumentar o número de desfasamentos na regressão AEG relativamente ao modelo MCE.

Kremers *et al.* (1992) analisaram este teste e demonstraram que em presença de cointegração, a estatística t -MCE é mais potente que a estatística DF aplicada aos resíduos da regressão cointegrante. Uma explicação possível para a superioridade do teste t -MCE reside no facto do teste AEG impor a restrição da existência de um factor comum, restrição esta que, se for inválida, reduz a sua potência (face a testes que não estão sujeitos a tal restrição), embora se mantenha consistente. Ambos os testes sofrem do problema da variabilidade dos valores críticos quando se altera o número de variáveis, ou seja, à medida que a dimensão do sistema aumenta (isto é, aumenta o número de regressores) existe uma deslocação das suas distribuições para a esquerda.

2.3.5 - Testes que especificam como hipótese nula a existência de cointegração

Como já foi referido, a constatação de um "mundo" integrado e a necessidade de se investigar a existência de relações de equilíbrio entre as variáveis económicas, conduziram ao desenvolvimento da teoria de cointegração, por forma a averiguar a existência de características de longo prazo comuns nas variáveis em análise.

Desta forma, a inversão das hipóteses de teste, ou seja, testar como hipótese nula a existência de cointegração contra a alternativa de ausência de cointegração, permite salvaguardar a hipótese nula, ou seja, protege a relação de equilíbrio de longo prazo.

Seguindo Marques (1995), parece ser mais natural começar por admitir a existência de cointegração, uma vez que a teoria económica postula essencialmente relações de longo prazo. Neste contexto foram desenvolvidos alguns testes, destacando-se:

- O teste de Leybourne e McCabe. O procedimento utilizado por forma a implementar este teste baseia-se na seguinte regressão

$$y_t = \alpha + x_t' \beta + u_t, \quad (50)$$

pressupondo que esta não exhibe cointegração, ou seja, u_t segue um processo integrado de primeira ordem, bem como as variáveis x_t e y_t . De acordo com o exposto, podemos escrever o termo de perturbação como $u_t = \alpha_t + \varepsilon_t$, onde α_t é um processo não estacionário (integrado de primeira ordem) e ε_t um ruído branco. Pelo facto de se terem omitido um conjunto de variáveis (integradas de primeira ordem), quando correctamente deveriam ter sido incluídas na regressão (50), α_t apresenta-se como uma combinação linear desse conjunto de variáveis. Substituindo u_t , o modelo (50) pode escrever-se na forma

$$y_t = \alpha_t + x_t' \beta + \varepsilon_t. \quad (51)$$

Por forma a facilitar a construção do teste são assumidas as seguintes hipóteses: $\varepsilon_t \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$, $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \eta_t$ onde $\eta_t \sim \text{IN}(0, \sigma_\eta^2)$ e independência entre ε_t e η_t . Note-se que x_t representa um vector ($n \times 1$) de variáveis integradas de primeira ordem. Assim, a hipótese a ensaiar é formulada como sendo $H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$ (cointegração) contra a alternativa $H_1 : \sigma_\eta^2 > 0$ (ausência de cointegração), onde a estatística de teste é dada por

$$\text{LBI} = \frac{\hat{\varepsilon}' V \hat{\varepsilon}}{T^2 \hat{\sigma}^2}, \quad (52)$$

significando LBI significa "Locally Best Invariant", $\hat{\varepsilon}$ representa o vector dos resíduos da equação (51) e V é uma matriz ($T \times T$) cujo elemento (i, j) é igual ao mínimo de i e j . No caso de não se rejeitar a hipótese nula conclui-se pela existência de uma combinação linear estacionária entre o conjunto das séries ou seja, obtém-se evidência da existência de uma relação de equilíbrio entre as variáveis (cointegração).

Mais tarde, em 1994, Shin propôs outro teste de cointegração que, à semelhança do anterior, postula como hipótese nula a presença de cointegração.

2.4 ESTIMAÇÃO DO VECTOR COINTEGRANTE NUM CONTEXTO UNI- - EQUACIONAL

Referiu-se anteriormente que a cointegração implica a presença de (pelo menos) um vector cointegrante que, na maior parte dos casos, não é conhecido *a priori*. O Teorema da Representação de Granger, mencionado na secção 2.2, deixa antever a existência de uma diversidade de métodos de estimação. Os principais métodos de estimação propostos englobam, por um lado, dentro do quadro geral dos mínimos quadrados, o método dos dois passos ou o método em um só passo e respectivos aperfeiçoamentos (estimação não linear, correcções aos parâmetros, etc.) e, por outro, a abordagem da máxima verosimilhança.

2.4.1 - Método dos dois passos de Engle e Granger

O método de estimação em dois passos, proposto por Engle e Granger (1987), destaca-se pela sua simplicidade, requerendo apenas o uso do OLS. Os autores sintetizam este método, assim como a vantagem que advém da sua utilização, do seguinte modo: *"In the first step the parameters of the co-integrating vector are estimated and in the second these are used in the error correction form. Both steps require only single equation least squares and it will be shown that the result is consistent for all the parameters. The procedure is far more convenient because the dynamics do not need to be specified until the error correction structure has been estimated. As a byproduct we obtain some test statistics useful for testing for co-integration"*.

Para efeitos de exposição, considere-se o caso bivariado onde o primeiro passo consiste em estimar a regressão estática dada por (42) onde x_t e y_t são variáveis $I(1)$. A regressão é estimada pelo OLS, obtendo-se a estimativa $\hat{\alpha}$, supondo-se que os erros, u_t , são estacionários, o que pode ser testado pelo recurso aos testes de cointegração já

mencionados. O pressuposto adoptado é o de que x_t e y_t são $CI(1,1)$ e a estimativa do vector cointegrante é dada por $[1 - \hat{\alpha}]$.

Como já foi dito uma justificação para este método de estimação reside na propriedade de "super-consistência" do estimador OLS para a regressão de cointegração, que surge como consequência da estimativa da variância do termo residual ser minimizada.

O segundo passo consiste em estimar a especificação dinâmica mediante uma representação MCE, impondo a restrição de que existe cointegração, ou seja, incluindo os resíduos OLS desfasados (substituição de u_{t-1} por $\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\alpha} x_{t-1}$ no exemplo simples apresentado ou, de uma forma mais geral, após a substituição de z_{t-1} numa representação MCE do tipo da equação (41)). Desta forma garante-se que as variáveis envolvidas no modelo são estacionárias e, como tal, o termo residual segue um processo $I(0)$. Engle e Granger demonstraram que os estimadores do segundo passo para a equação na forma de modelo MCE, obtidos usando $\hat{\alpha}$ em vez de α , têm a mesma distribuição limite que os estimadores da máxima verosimilhança obtidos usando o verdadeiro valor de α .

Apesar de ser um método muito popular e de grande utilidade, apresenta algumas desvantagens. Com o objectivo primordial de aperfeiçoar este método e superar algumas das suas limitações, foram propostos por vários autores estratégias de estimação que visam melhorar o seu desempenho. Assim, e através de técnicas de simulação de Monte Carlo, mostra-se que o método de estimação em causa não funciona bem em amostras finitas colocando-se o problema do enviesamento do estimador. No método de Engle e Granger, os estimadores OLS do vector de cointegração da regressão estática, embora consistentes, não são assintoticamente eficientes; por outro lado, a sua distribuição não é "standard", dificultando a inferência sobre a significância dos parâmetros.

2.4.2 - Método num passo

Por forma a ultrapassar o problema do enviesamento (em amostras finitas) de que padece o estimador OLS da regressão estática, Banerjee *et al.* (1986) sugeriram um

método de estimação alternativo, segundo o qual se estima directamente o vector de cointegração a partir da especificação dinâmica.

Os autores analisaram este problema através de técnicas de simulação e verificaram que $\hat{\alpha}$ na equação estática (42) não convergia tão rapidamente para α quanto seria de esperar. Assim, nas regressões estáticas de (potencial) cointegração um R^2 (entendido como uma espécie de medida de enviesamento) não muito próximo de um, deve ser interpretado com alguma precaução. Além disso, o R^2 numa regressão aumenta quando se introduz um regressor adicional, pelo que um elevado R^2 não é condição suficiente por forma a garantir a inexistência do problema.

Seguindo a análise de Marques (1995), tome-se como referência o seguinte modelo dinâmico (especificamente um modelo ADL (1,1)):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_t + \alpha_3 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{e} \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (50)$$

onde as variáveis x_t e y_t são $CI(1,1)$. Podemos especificar o modelo (50) na forma de mecanismo corrector do erro. Subtraindo y_{t-1} a ambos os lados da equação obtém-se

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) y_{t-1} + \alpha_2 x_t + \alpha_3 x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (51)$$

Somando e subtraindo $\alpha_2 x_{t-1}$ ao segundo membro da equação anterior e colocando $(\alpha_1 - 1)$ em evidência,

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1) \left[y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1)} - \frac{(\alpha_2 + \alpha_3)}{(1 - \alpha_1)} x_{t-1} \right] + \alpha_2 \Delta x_t + \varepsilon_t. \quad (52)$$

A equação (52) está especificada na forma de um modelo de mecanismo corrector do erro e reparametrizando-a obtemos

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t,$$

impondo-se as seguintes restrições

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}; \quad \beta = \frac{\alpha_2 + \alpha_3}{1 - \alpha_1}; \quad u_t = \frac{-\alpha_1 \Delta y_t - \alpha_3 \Delta x_t + \varepsilon_t}{1 - \alpha_1}.$$

Daqui resulta que ao estimar a regressão estática dada por $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$, se está a incluir nos erros u_t os termos dinâmicos. Assim, e apesar de $u_t \sim I(0)$, passa a existir correlação com o regressor, originando o enviesamento do estimador OLS na equação de regressão estática.

Desta forma, uma alternativa ao método dos dois passos consiste em estimar β directamente da equação (50) em um só passo, onde os erros seguem um processo estacionário e não apresentam autocorrelação.

Como recurso alternativo, Banerjee *et al.*(1993) sugeriram a estimação do parâmetro β através da aplicação do método OLS directamente sobre o modelo (52). Desta forma obtém-se o estimador OLS (num passo) dado por $\hat{\beta} = \frac{\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3}{(1 - \hat{\alpha}_1)}$. Em determinados

casos, este estimador pode ser menos enviesado do que o estimador de Engle e Granger. Alguns autores verificaram, através de estudos de simulação, que o grau de enviesamento em relação ao vector cointegrante era muito menor quando a dinâmica de curto prazo é modelizada conjuntamente com a relação de longo prazo face à regressão estática. Pela simplicidade do método, alguns autores preferem construir um MCE numa única equação, em vez de um sistema tipo VAR, optando pelo método em um só passo.

2.4.3 - Métodos de estimação de Phillips-Loretan, Saikkonen e Stock- Watson

Nos casos em que existe correlação serial entre os erros, ou endogeneidade dos regressores (ou ambas), foram sugeridos métodos de estimação alternativos propostos por Phillips-Loretan, Saikkonen e por Stock e Watson, que introduziram correcções paramétricas (e não paramétricas) com o objectivo de obterem um estimador do vector cointegrante eficiente e não enviesado. É desde já importante realçar que estes métodos de estimação são assintoticamente equivalentes, produzindo estimadores que seguem a mesma distribuição assintótica dos estimadores de máxima verosimilhança, distinguindo-se apenas pela forma como cada um dos métodos trata o problema (da eventual) autocorrelação dos erros.

Seguindo Campbell e Perron (1991), sejam w_{1t} e w_{2t} duas variáveis integradas de primeira ordem supondo-se que w_{1t} causa à Granger a outra variável w_{2t} ; então w_{1t} pode ser expressa como uma combinação linear dos valores passados, presentes e futuros de w_{2t} . A ideia base deste resultado é de que se w_{1t} causa w_{2t} , os valores futuros de w_{2t} irão conter informação que será imprescindível para prever w_{1t} .

Saikkonen, Stock e Watson e Phillips-Loretan exploraram esta ideia propondo uma correcção paramétrica à equação estática de cointegração, na tentativa de eliminar os efeitos da endogeneidade na distribuição do estimador OLS de β (veja-se Campbell e Perron (1991, p.189 e seguintes)).

Para efeitos de exposição, considere-se y_t uma variável escalar e x_t um vector de $(k \times 1)$ variáveis explicativas tomando-se a seguinte regressão de cointegração⁵

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + z_t, \quad (53)$$

$$x_t = x_{t-1} + u_t, \quad (54)$$

onde se tem y_t e x_t integradas de primeira ordem e, por outro lado z_t e $u_t \sim I(0)$ (seguem um processo estacionário). Desta forma, para $p=k+1$, o vector p -dimensional (y_t, x_t) está cointegrado, com o vector cointegrante dado por $(1, -\alpha, -\beta')$.

Considere-se um caso especial de um sistema *gaussiano* para x_t que segue um passeio aleatório e z_t é um ruído branco e não se apresenta autocorrelacionado com u_t , para todo o t . Admitindo adicionalmente que

$$\begin{pmatrix} z_t \\ u_t \end{pmatrix} \sim i.i.d.N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_z^2 & 0 \\ 0 & \Omega \end{pmatrix} \right),$$

demonstra-se que os t -rácios ou a estatística F habituais são válidas, não sendo necessário recorrer a um procedimento especial para estimar o vector cointegrante. Estes resultados mantêm-se assintoticamente válidos, assumindo-se que z_t é um processo ruído branco

⁵ Veja-se Hamilton J.D. (1994, p.602-3 e 608).

não correlacionado com u_t . Note-se, ainda, que mesmo que as variáveis y_t e x_t não sejam passeios aleatórios, ou de outro modo, mesmos que os termos z_t e u_t apresentem autocorrelação, desde que o pressuposto de que z_t não esteja correlacionado com u_t se mantenha, estes resultados mantêm a sua validade.

Existem dois casos fundamentais, que passaremos a citar. Por um lado, se z_t não apresentar autocorrelação o estimador para a variância da variável residual dada por,

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{z}_t^2}{(T-P)}$$

é consistente. Contudo, no caso em que z_t apresentar autocorrelação, a estimativa consistente para $\hat{\sigma}^2$ deve ser calculada por recurso ao estimador de Newey-West⁶

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{z}_t^2}{T} + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^m \left(1 - \frac{j}{m+1}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{z}_t \hat{z}_{t-j},$$

onde a ordem m deve ser fixada por forma a que $m \rightarrow \infty$ com $(m/T) \rightarrow 0$. Assim, é importante reter que somente no caso em que existe correlação não nula entre z_t e u_t , os estimadores OLS não conduzem a distribuições “standard”. Contudo, e mesmo no caso exposto, é possível construir testes de hipóteses, desde que se “trate” (ou melhor, elimine) o problema dos efeitos nefastos da correlação entre z_t e u_t .

Uma correcção à (eventual) correlação entre z_t e u_t , foi sugerida por Saikkonen em 1991, Phillips-Loretan em 1991 e Stock-Watson em 1993, consistindo em aumentar a equação (53) com *leads* e *lags* da variável Δx_t . Partindo do pressuposto que z_t e u_t são processos estacionários, podemos definir \tilde{z}_t como os resíduos da regressão de z_t sobre $\{u_{t-k}, u_{t-k+1}, \dots, u_t, u_{t+1}, \dots, u_{t+k}\}$, como

$$z_t = \sum_{j=-k}^k \gamma_j u_{t-j} + \tilde{z}_t, \quad (55)$$

⁶ Trata-se de um estimador de médias ponderadas, com valores desfasados que dependem do tipo de autocorrelação existente. Contudo, não precisamos saber a sua forma (se se trata de um processo AR (1) ou MA(1), por exemplo) e, no fundo, os ponderadores do estimador poderão ir até ∞ , ou até uma ordem definida consoante a forma da autocorrelação (nomeadamente, conforme se trate de um processo de memória longa ou curta).

onde, por construção, \tilde{z}_t não se apresenta correlacionado com u_{t-s} , para $s = -k, -k+1, \dots, k$. Tendo em conta que, por (54), $u_t = \Delta x_t$, a equação (53) pode ser escrita como sendo

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + \sum_{j=-k}^k \gamma'_j u_{t-j} + \tilde{z}_t, \quad (56)$$

ou de outra forma,

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + \sum_{j=-k}^k \gamma'_j \Delta x_{t-j} + \tilde{z}_t. \quad (57)$$

Assumindo que a correlação entre z_t e u_{t-s} é nula, para $|s| > k$, então é possível construir um teste F para o vector cointegrante com distribuição de χ^2 (recorrendo ao procedimento descrito atrás para o caso em que os resíduos, \hat{z}_t , apresentavam autocorrelação). Da mesma forma o t -rácio dos mínimos quadrados pode ser multiplicado por um estimador consistente, seguindo uma distribuição assintótica “standard”. A grande vantagem do método proposto prende-se com a possibilidade de permitir fazer inferência estatística sobre o vector de cointegração, nomeadamente testar restrições impostas sobre esse vector usando estatísticas de teste que seguem uma distribuição de χ^2 .

Os resultados expostos foram obtidos tendo em consideração que as variáveis seguiam um processo $I(1)$ sem *drift*. Todavia, não existe qualquer problema em estender este procedimento aos elementos do vector x_t incluindo tendências determinísticas.

2.5 COINTEGRAÇÃO EM SISTEMAS MULTIVARIADOS - ABORDAGEM DE JOHANSEN

A existência de mais do que um vector de cointegração levanta problemas adicionais, nomeadamente no que diz respeito ao método de estimação e à própria interpretação económica do modelo em causa. Foi para fazer face a estas situações que Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) desenvolveram e demonstraram como utilizar o método da máxima verosimilhança para estimar um ou mais vectores cointegrantes e testar se são, ou não, estatisticamente significativos, num contexto multivariado. De acordo

com Robalo e Lopes (1992), uma vantagem adicional deste método "*reside no facto de ele também permitir testar restrições lineares nos parâmetros dos vectores cointegrantes.*"

Para efeitos de exposição do método, considere-se que o vector x_t , o qual contém n variáveis conjuntamente endógenas, sendo cada uma delas $I(1)$, segue um processo VAR (modelo autorregressivo vectorial) de ordem k

$$x_t = \mu + \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad (58)$$

onde D_t é uma matriz de componentes determinísticas e μ representa um vector de termos constantes. Sabe-se ainda que ε_t é um vector de variáveis residuais independentes, *gaussianas*, com média nula e matriz de covariâncias Λ , e as observações pré-amostrais (x_{-k+1}, \dots, x_0) são consideradas fixas.

Este sistema pode ser reparametrizado na forma:

$$\Delta x_t = \mu + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad (59)$$

onde $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ para $i = 1, 2, \dots, k-1$ e $\Pi = (I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$.

Note-se que o modelo (59) distingue-se de um VAR tradicional nas primeiras diferenças por incluir o termo Πx_{t-1} . A matriz Π , de dimensão $(n \times n)$, é conhecida por matriz de longo prazo ou matriz cointegrante, uma vez que o número de vectores de cointegração linearmente independentes, seja r , é dado pela característica de Π .

De acordo com Banerjee *et al.* (1993), na maior parte dos casos o número de vectores cointegrantes não é conhecido *a priori*, havendo necessidade de recorrer a um método de estimação válido. Este facto é extremamente importante uma vez que, quer os casos de sub como de sobre estimação de r potenciam graves consequências ao nível do processo de estimação e consequentemente sobre a inferência estatística. A sub-estimação traduz-se na omissão de termos correctores do erro relevantes, termos esses que são relegados para o vector das variáveis residuais. Por outro lado, a sobre-estimação produz estimadores que não seguem uma distribuição assintótica "standard", dificultando a inferência estatística.

O método proposto por Johansen consiste, fundamentalmente, num teste sobre a característica da matriz Π , designada por r , a que se poderá chamar ordem (ou característica) de cointegração. Existem três casos possíveis (e distintos) que merecem uma atenção especial:

1º caso - $r = n$, ou seja, a matriz Π tem característica completa, implicando a estacionaridade de x_t . Assim sendo, para que todos os elementos de Πx_{t-1} sejam estacionários é necessário que existam n combinações lineares distintas de x_{t-k} que sejam estacionárias, o que só é possível se todos os elementos do vector x_t forem $I(0)$.

2º caso - $r = 0$. De acordo com esta hipótese Π é a matriz nula, pelo que se trata de um processo VAR às diferenças tradicional. Neste caso, as variáveis não são cointegradas dado não existir nenhuma combinação linear delas que seja estacionária.

3º caso - $0 < r < n$. Situação que diz respeito à existência de variáveis cointegradas e, neste caso, a característica da matriz Π deve ser inferior ao número de variáveis, uma vez que poderão existir no máximo $n-1$ vectores cointegrantes (linearmente independentes). A matriz Π (nesta situação) pode ser decomposta na forma

$$\Pi = \gamma \alpha', \quad (60)$$

onde γ e α são matrizes de dimensão $(n \times r)$, de característica r . As colunas de α representam os r vectores de cointegração, e a matriz γ é denominada por matriz dos pesos, uma vez que os seus elementos representam os ponderadores com os quais cada vector de cointegração entra na equação de cada uma das variáveis do modelo, medindo a velocidade do ajustamento de x_t ao erro de desequilíbrio.

Coloca-se neste momento o problema da estimação do modelo (59), tendo em conta a restrição dada por (60). Johansen, desenvolveu um procedimento, consistindo na aplicação do método da máxima verosimilhança ao modelo (59), assumindo que os termos de perturbação são normais, isto é, $\varepsilon_t \sim IN(0, \Lambda)$, por forma a estimar as matrizes de interesse, γ e α . Especificando o modelo nesta forma, construímos um teste de rácio de verosimilhanças cuja a hipótese a ensaiar é a da existência de r vectores de cointegração contra a alternativa de n vectores cointegrantes (ou seja, de que as variáveis em causa

seguem um processo estacionário, $0 < r < n$, e desta forma existem $(n - r)$ raízes unitárias). De acordo com a hipótese alternativa, Π não é restringida e, deste modo, as estimativas da máxima verosimilhança coincidem com as obtidas pelo método OLS aplicado à equação (59). O modelo sem restrições sobre a matriz Π , pode ser entendido como um caso particular do modelo com restrições quando $r = n$.

Por sua vez, e sobre a hipótese nula, a matriz Π e as estimativas da máxima verosimilhança podem ser obtidas pelo método OLS. Contudo, estimar γ , α e Λ (sendo Λ a matriz de variâncias e covariâncias de ε_t na equação (58)) conduz a resultados diferentes e as estimativas obtêm-se pela resolução de um problema de valores próprios, aos quais estão associados os n vectores próprios.

Para obter estimativas da máxima verosimilhança para γ , supondo α constante, consiste (numa primeira fase) em fazer regredir Δx_t e x_{t-1} sobre os termos Δx_{t-j} e obtêm-se os vectores dos resíduos das duas regressões auxiliares. Assim, o primeiro passo do processo de estimação consiste em estimar pelo método OLS as regressões auxiliares e calcular os respectivos vectores dos resíduos. A estimativa da máxima verosimilhança para γ obtém-se fazendo uma regressão OLS dos resíduos da primeira regressão sobre a segunda.

Vejamos agora como estimar α . A estimativa da máxima verosimilhança para este parâmetro é obtida através de um problema de minimização do determinante da matriz de covariâncias dos termos de perturbação desta última regressão. Este procedimento é equivalente a escolher os r vectores próprios que estão associados aos maiores valores próprios, cuja significância pode ser testada. Note-se que o estimador $\hat{\alpha}$ não é único. É possível escolher qualquer combinação linear dos r vectores próprios, que também é um vector cointegrante.

Neste contexto, Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), desenvolveram testes de hipóteses que permitem identificar o número de vectores cointegrantes do modelo. O teste de que existem no máximo r vectores cointegrantes ($0 < r < n$, e desta forma $n - r$ raízes unitárias) é um teste do rácio de verosimilhanças efectuado a partir dos

valores próprios, ficando conhecido na literatura por teste do traço, cuja estatística é dada por

$$LR(r/n) = -2(L_{CR} - L_{SR}) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i),$$

onde L_{CR} , designa o valor maximizado do logaritmo da função verosimilhança quando se assume H_0 , L_{SR} designa o valor maximizado quando se assume a alternativa e $\hat{\lambda}_i$, representa o i -ésimo valor próprio.

Seguindo Robalo (1995), a estatística do traço mede o grau de importância (em termos de verosimilhança) dos coeficientes de ajustamento nos valores próprios potencialmente omitidos, isto é, mede o custo por se terem omitido $n - r$ combinações lineares dos níveis de x_{t-1} . A utilização sequencial do teste do traço é semelhante à do teste de Dickey e Fuller: numa primeira fase testa-se a significância do coeficiente de interesse (neste caso da matriz Π), após a obtenção da respectiva estimativa da máxima verosimilhança (em níveis das variáveis) e, ao impor-se a existência de raízes unitárias a hipótese nula não poderá ser rejeitada. Deste modo, a estratégia do teste segue uma sequência do tipo $LR(0/n)$, $LR(1/n)$, ..., $LR(n-1/n)$. De seguida, testa-se o grau de significância da última estatística e, se a mesma for rejeitada (a qual rejeita a hipótese de $n-r$, raízes unitárias) conduz à evidência da existência de $(r+1)$ vectores cointegrantes. A hipótese nula não será rejeitada no caso de $LR(0/n)$ não ter significância estatística; H_0 é rejeitada se $LR(1/n)$ for significativa, e assim sucessivamente.

Johansen (1991) demonstrou que a distribuição assintótica desta estatística não segue a distribuição habitual do χ^2 . A distribuição da estatística $LR(r/n)$ depende da dimensão do problema em causa, ou seja, do número de componentes não estacionárias ($n-r$) e não dos parâmetros perturbadores.

Johansen e Juselius (1990) desenvolveram ainda um outro teste de rácio de verosimilhanças, por forma a ensaiar a hipótese nula da existência de r vectores cointegrantes contra a alternativa mais ampla de existirem $r+1$ vectores cointegrantes. Na literatura, este teste ficou conhecido como o "teste do máximo valor próprio" e, da mesma forma que o anterior, a estatística de teste não segue uma distribuição assintótica

“standard”, dependendo apenas do número de componentes não estacionárias em hipótese. O teste de significância do maior valor próprio é feito recorrendo à estatística

$$L(r/r+1) = -2 [L(r) - L(r+1)] = -T \ln (1 - \hat{\lambda}_{r+1}) .$$

Quer a estatística do traço como a do máximo valor próprio têm distribuições assintóticas não “standard”. As suas distribuições dependem do número de componentes não estacionárias em ensaio. Nas tabelas existentes os valores críticos, para as duas estatísticas, dependem ainda do modelo incluir ou não o termo autónomo e de ter ou não uma tendência linear (veja-se Boswijk (1994, p.54)).

O método de Johansen, em confronto com o método dos dois passos, fornece estimativas consistentes e assintoticamente eficientes dos parâmetros de cointegração no caso de existir mais de um vector cointegrante. Na situação em que existe apenas um vector de cointegração, as duas abordagens conduzem, normalmente, a resultados práticos diferentes, uma vez que no método MV a estimativa de α está condicionada ao processo dinâmico relativo a Δx_t , e desta forma o modelo em análise pode ser interpretado como um modelo corrector do erro.

**PARTE II – O “TRADE-OFF” ENTRE O PRODUTO - INFLAÇÃO EM
PORTUGAL: TEORIA E APLICAÇÃO DAS TÉCNICAS DE
COINTEGRAÇÃO AO CASO PORTUGUÊS**

III. ABORDAGEM ECONÓMICA

O “Trade-off” entre o Produto-Inflação em Portugal

O estudo da Curva de Phillips tem sido ao longo de várias décadas terreno fértil para estudos empíricos, por duas razões fundamentais: a primeira tem a ver com a importância crucial da sua previsibilidade para a conduta da política económica; a segunda prende-se com o desafio que representa a sua modelação na últimas décadas, depois da sua formulação tradicional ter gerado divergências entre a abordagem Keynesiana e a abordagem Neoclássica.

3.1 Introdução: Fundamentos Teóricos

Desde o início da ciência económica que os teóricos prestaram particular atenção às causas das flutuações mais ou menos cíclicas que se registavam na produção agregada e dos preços de um determinado espaço económico. Durante largos anos, este fenómeno foi associado às alterações da quantidade de moeda (e, por conseguinte, dos preços), constituindo o núcleo da Teoria Económica Clássica. Contudo, o economista inglês John Maynard Keynes, veio, na década de 30, chamar a atenção para alguns aspectos ambíguos, parcialmente incorporados ou mesmos desprezados pela teoria económica até aí vigente. O importante nesta visão era o facto de se considerar a possibilidade do funcionamento do sistema económico afastado de uma situação de “pleno emprego”, bem como o reconhecimento do papel desempenhado pela “procura efectiva” no restabelecimento dos equilíbrios dos sistemas económicos.

Um dos pilares desta corrente, agora dominante, foi denominada Curva de Phillips, proposta por A.W.Phillips num artigo que data de 1958, em que se estipula uma relação de “trade-off” entre a taxa de desemprego e o crescimento dos salários nominais. Fazendo uma extensão natural do conceito de inflação salarial à inflação do nível geral de preços, este resultado empírico implicava a possibilidade de se poder optar, em termos de política económica, entre uma situação de baixo desemprego e alguma inflação, ou, pelo contrário, baixas taxas de inflação e algum desemprego.

Todavia, este dilema não traduz uma relação simplista entre estas duas variáveis económicas. A tendência para um crescimento acelerado da inflação, sem que isso conduzissem a reduções significativas na taxa de desemprego, tornou-se uma realidade. Este fenómeno fez-se sentir de uma forma mais notável na década de 70, em virtude dos choques provocados pela forte subida dos preços dos bens energéticos (nomeadamente do petróleo). Este facto já havia sido abordado teoricamente por Edmund Phelps e Milton Friedman (adeptos da escola monetarista), que, criticando duramente a visão Keynesiana, advogavam a importância de incorporar as expectativas relativas à taxa de inflação no

processo de negociações salariais. Sugeria-se que, quando a inflação era esperada, a mão de obra exigiria que os acordos salariais reflectissem a inflação esperada. O argumento foi apresentado originalmente pelos autores citados, conduzindo à Curva de Phillips aumentada pelas expectativas, que no longo prazo seria vertical. Se existir um dilema entre as variáveis, só pode ser de curto prazo uma vez que a taxa esperada de inflação pode não se ajustar no imediato à taxa de inflação corrente. Assim, mesmo que seja possível afectar a taxa de desemprego por uma política de procura agregada no curto prazo, isso não seria possível no longo prazo. Se os agentes económicos, em termos médios, acertam no que se refere à inflação esperada (importância das expectativas racionais), mesmo no curto prazo, a política de procura agregada também não pode ser sistematicamente empregada para afectar o desemprego no curto prazo.

A Curva de Phillips de longo prazo gerou controvérsias na década de sessenta, parecendo sugerir que nada poderia ser feito quanto ao desemprego de longo prazo, que se acomodará à sua taxa natural, independentemente da política agregada adoptada. Isto conduz ao conceito de *taxa natural de desemprego* (conhecida na literatura por Nairu), taxa a partir da qual deixaria de se verificar qualquer “trade-off”. As conclusões relevantes para a política económica vão no sentido de que as políticas de despesa e acomodação tradicionais são ineficazes, pois a taxa de desemprego em cada momento é a taxa *natural*, e a taxa de crescimento do produto é determinada apenas pelas condições da oferta (acumulação de capital, progresso tecnológico, etc), uma vez que as variações nominais na procura agregada só no curto prazo influenciam a esfera real da economia.

Embora haja, agora, concordância sobre a Curva de Phillips vertical no longo prazo, não podemos dizer que seja unânime, nem tão pouco podemos declarar com plena confiança que a Curva de Phillips seja vertical para todas as taxas de inflação. Neste contexto, os dilemas de curto e longo prazo entre estas duas variáveis (inflação e desemprego) são, obviamente, uma preocupação importante no planeamento e são determinantes básicas do possível sucesso de políticas de estabilização. O ajustamento óptimo, ao se reduzir a taxa de inflação envolve a opção de políticas entre uma estratégia que baixe rapidamente a inflação com desemprego inicial alto, e uma política alternativa

vagarosa e gradual. A avaliação dessas opções de política, inclui os custos e os benefícios da inflação e do desemprego. Quanto mais rapidamente as expectativas se ajustarem, mais credível será a política e mais depressa poderá ser implementada sem gerar desemprego elevado.

Neste âmbito, uma questão pertinente que se coloca, consiste em saber, tendo por base a Curva de Phillips, se a opção é o pleno emprego ou a estabilidade dos preços. Vamos supor um modelo considerado “ideal”, em que os bens são leiloados nos mercados de concorrência perfeita. Neste caso, não poderá dar-se uma subida geral dos preços enquanto existir capacidade de produção não utilizada susceptível de fornecer uma produção adicional a custos não superiores aos preços correntes de venda. Comece-se, neste modelo, por considerar a situação de pleno emprego, em que os dirigentes macroeconómicos criam, a determinado momento um montante de despesa exactamente suficiente para absorver toda a produção correspondente ao pleno emprego. Assim, se houver “brechas inflacionistas”, verificar-se-á uma subida geral dos preços por forma a absorver o aumento da despesa adicional. Contudo, irá sentir-se uma subida dos salários no montante do aumento dos preços, bem como os lucros das empresa aumentarão; porém, os salários reais (ou deflacionados) serão exactamente iguais ao que eram antes da implementação da política monetária. Neste modelo considerado “ideal” foi a procura que fez subir os preços e os salários, daí a expressão utilizada “inflação por via da procura”.

Ponhamos de lado esta ideia, de que a mão de obra é como leiloadada, e suponhamos que, devido à acção dos sindicatos (por exemplo), os salários aumentam invariavelmente $x\%$ ao ano, independentemente do volume de emprego. Como não procuramos ser realistas, suponhamos que a produtividade do trabalho aumenta, invariavelmente, $y\%$ ao ano. Nestas condições, os empresários podem sempre administrar os seus preços por forma a manterem invariável o seu objectivo (maximização do lucro). A aritmética simples, leva-nos a concluir que os empresários devem aumentar os preços $(x-y)\%$ ao ano. Repare-se que, aqui, são os custos que influenciam decisivamente os preços, e a procura nada tem a ver com os preços, uma vez que estes são exclusivamente determinados pelos salários e produtividade. Do exposto, é pena que o modelo da inflação pura por via da

procura não seja realista, porque se o fosse, a tarefa dos macrodirigentes seria facilitada, uma vez que para se atingir o nível de pleno emprego bastaria abrir ou fechar as “torneiras” fiscais e monetárias. Por outro lado, é bom que o pesadelo da “inflação pura por via dos custos” não seja realista, já que neste modelo os macrodirigentes não podem, simplesmente, controlar a inflação ou mesmo influenciar o seu curso.

A Curva de Phillips traduz o dilema crucial entre o volume de desemprego e a subida gradual dos preços e salários. No caso extremo da inflação por via da procura, a Curva de Phillips seria uma linha vertical e estaríamos sempre no nível de pleno emprego. No segundo caso, a Curva de Phillips seria uma linha horizontal em que não haveria nenhum nível de desemprego suficientemente elevado para estabilizar os preços.

Em contraste com estas situações, a Curva de Phillips representativa do mundo “real” situa-se algures entre os dois extremos. A Curva de Phillips representa o dilema que se coloca à política macroeconómica, embora não passe do domínio descritivo para o “explicativo”. Assim, o problema põe-se nos termos que se seguem: como poderá uma economia reforçar a sua política macroeconómica no domínio monetário e fiscal com o objectivo de “melhorar” a sua Curva de Phillips; entenda-se “melhorar” no sentido de permitir que a sociedade veja diminuído o seu nível de desemprego até ao ponto em que o sistema poderá evitar uma inflação indevida.

Não é demais referir o facto de que a economia não é uma ciência exacta e, deste modo, não existe concordância plena entre os dados reais observados, uma Curva de Phillips qualquer e duas variáveis económicas.

É importante realçar que a Curva de Phillips traduzia bem a relação empírica existente entre a inflação e o desemprego até ao final da década de sessenta, uma vez que a inflação até essa data era baixa e relativamente estável e, portanto, as expectativas inflacionistas também o eram. Porém, a partir da década de setenta a inflação aumentou e tornou-se mais volátil. As expectativas da inflação passam a estar sujeitas a choques frequentes, e a Curva de Phillips deixa de descrever bem a relação entre a inflação e a taxa de desemprego. A experiência do fim da década de setenta, e início da década de oitenta,

rejeitou a aderência do plano teórico à realidade, já que as políticas anti-inflacionistas postas em prática fracassaram na tentativa de restabelecer a situação de “equilíbrio” pré-existente. De facto, uma realidade que se constata prende-se com as elevadas taxas de desemprego dos países mais desenvolvidos (que se têm mantido elevadas), lançando algumas dúvidas acerca da hipótese da *taxa natural de desemprego*. Neste sentido a corrente neo-Keynesiana tem procurado desenvolver novas ideias que, sem perder a essência da tradição Keynesiana, tenha um poder explicativo mais acentuado. Um dos grandes contributos foi apresentado por Ball, Mankiw e Romer (1988) ao se debruçarem sobre o “trade-off” entre produto e inflação, numa versão “modernizada” da Curva de Phillips¹.

No período relativo à década de oitenta, a teoria Keynesiana sobre os ciclos económicos tornou-se problemática. De acordo com esta teoria, a hipótese fulcral é a da rigidez nominal dos preços e salários, isto é, existe um desfasamento importante na reacção destas variáveis a choques na economia. É esta rigidez que justifica a existência de efeitos reais na presença de flutuações acentuadas na procura nominal agregada.

Contudo, nos modelos Keynesianos que datam de 1970, esta rigidez nominal era assumida de uma forma arbitrária e não devidamente fundamentada. Todavia, o aspecto mais relevante do modelo desenvolvido por Ball, Mankiw e Romer (1988) é o modo como esta hipótese (rigidez nominal) advém naturalmente do comportamento otimizador dos agentes económicos. As empresas que visam como objectivo final a maximização do lucro optam por alterar os preços, apenas quando os custos (de informação e ajustamento) de o fazer são menores que os possíveis benefícios provenientes desse acto. Mesmo que existam choques significativos ao nível da procura agregada, nem todas as empresas acharão proveitoso a alteração dos preços, pelo que a rigidez nominal dos preços resulta

¹ Utilizando a lei de Okun, que estabelece uma relação entre desemprego e flutuação no produto, pode reformular-se a Curva de Phillips como sendo a relação entre o produto e a inflação ou entre o produto e a taxa de variação da procura nominal. A lei de Okun é apenas uma “regra de bolso”, não é uma relação que se mantenha com precisão a cada intervalo do tempo. Mesmo assim, é uma regra robusta como dispositivo simples de avaliação da expansão necessária da produção, a fim de se atingir uma dada meta do emprego. Esta lei aplica-se a desvios de curto prazo do produto em relação à trajectória do seu nível potencial.

de um comportamento racional dos agentes económicos, que optimizam toda a informação disponível, em face de mercados com funcionamento imperfeito.

Em oposição, e de acordo com as teorias neoclássicas, das quais se destaca o modelo desenvolvido por Robert Lucas (1973), a existência de efeitos reais da procura nominal resultavam das dificuldades das empresas distinguirem correctamente o que eram variações dos preços relativos face às variações no nível geral de preços, devido ao facto da informação existente no mercado ser incompleta (importância das assimetrias de informação). Desta forma, uma procura mais volátil reduz os efeitos reais provocados por choques nominais, uma vez que diminui a capacidade de discernimento dos agentes económicos em responderem a tais alterações.

Ball, Mankiw e Romer (daqui em diante BMR), deram um valioso contributo no sentido de, ao desenvolverem um modelo, possibilitarem empiricamente, testar a validade da teoria Keynesiana em oposição ao modelo neoclássico desenvolvido por Lucas (1973). O objectivo crucial do trabalho desenvolvido pelos autores, consistiu em medir os efeitos de eventuais choques nominais sobre o declive da Curva de Phillips de curto prazo. Em particular, este trabalho empírico pretendeu confrontar a explicação Keynesiana da Curva de Phillips em oposição à alternativa proposta pelos neoclássicos. Assim, a análise empírica da relação de curto prazo entre o produto e a inflação constitui um aspecto polémico e, simultaneamente, importante para a conduta da política económica.

Neste âmbito, e a nível teórico, as diversas tentativas avançadas para explicar tal relação, podem, sem perder a sua individualidade, ser agrupadas sob as designações genéricas de abordagem Keynesiana e abordagem neoclássica.

De acordo com a visão Keynesiana, e dado que existe uma rigidez “agregada”, eventuais variações no nível da procura agregada podem dar origem a flutuações significativas em termos de produção. De acordo com os modelos recentemente desenvolvidos (tal como em BMR(1988)), a rigidez nominal resulta, fundamentalmente, de um comportamento racional por parte dos agentes económicos e do funcionamento imperfeito dos mercados (sendo já uma visão devidamente fundamentada).

Os adeptos da teoria Keynesiana acreditam que, não só os choques nominais da procura agregada provocam flutuações no output e no nível de bem estar social, como também, essas flutuações são ineficientes por forma a estabilizar a procura agregada. De acordo com esta teoria, o não ajustamento face ao equilíbrio (pelo menos a curto prazo), provoca um aumento da procura e, por conseguinte, o nível de bem estar social irá aumentar. Contudo, estas implicações sobre o nível de bem estar social não constituem um ponto muito claro. Neste âmbito, Ball e Romer, pela comparação dos custos sociais com os custos nominais privados², demonstraram que basta existir uma pequena alteração nominal que é suficiente para alterar o nível de bem estar da sociedade. Desta forma, a opção, em termos de “função de utilidade social”, seria entre uma situação de baixo desemprego e alguma inflação, ou, pelo contrário, baixas taxas de inflação e algum desemprego. É sem dúvida uma questão polémica e inconclusiva.

O artigo desenvolvido por BMR (1988) visa, no seu essencial, gerar a discussão sobre a questão da rigidez nominal ter validade no comportamento dos agentes económicos *versus* o “atrito” que provoca na economia; justificando, deste modo, a polémica gerada entre a teoria Keynesiana e os modelos neoclássicos (destacando-se Lucas (1973)).

Antes de nos centrarmos acerca de algumas implicações importantes do modelo desenvolvido por BMR (1988), é crucial definir (e perceber) o que se entende por rigidez real e rigidez nominal. Tendo em conta a rigidez real, é importante notar que a mesma, só por si, não impede a existência de flexibilidade nominal. Contudo, Ball e Romer, mostraram que um elevado nível de rigidez real, definida como sendo uma resposta “pequena” dos preços e salários reais a alterações da procura agregada real, provoca um aumento da não neutralidade da moeda, pelo “atrito” nominal provocado na economia. De acordo com os autores citados, a rigidez nominal pode advir de uma rigidez real no

² Entenda-se como custos sociais, os custos privados adicionados dos custos de ajustamento, em termos de bem estar, devido às flutuações na procura nominal agregada. Os custos privados, correspondem às flutuações dos preços relativos das empresas, face ao preço que maximizam o seu lucro. Para mais detalhes veja-se o artigo de BMR (1988, p.8).



mercado de trabalho, onde o mercado tem um funcionamento imperfeito, juntamente com a existência de um “menu” de custos de ajustamento no mercado de bens.

Explicar a existência de rigidez real através da rigidez nominal não é tarefa fácil, nem clara, uma vez que não existe consenso acerca dos recursos e magnitude da rigidez real na economia actual. É conveniente começar por perceber bem o que é a rigidez nominal, e quais os seus efeitos na economia, colocando-se, desde logo, uma questão pertinente: o que faz vacilar os preços de base?. Nas economias actuais, uma recessão segue uma contracção da procura agregada que pode durar alguns anos, enquanto os preços individuais praticados pelas empresas forem fixos ao longo desse período. Assim, é perceptível que nesses modelos, os efeitos dos choques sejam persistentes, após a alteração dos respectivos preços individuais. Uma explicação para o exposto, resulta dos factores que fazem vacilar os preços de base, uma vez que as empresas alteram os preços em diferentes períodos de tempo, e o ajustamento do nível de preços agregado pode levar mais tempo a sentir-se (comprovando-se, mais uma vez, a teoria Keynesiana). Os ajustamentos na economia ocorrem de uma forma gradual, o que origina a existência de efeitos sobre os níveis do produto e emprego, causados por choques nominais. É assim, extremamente importante definir o “timing” ideal de ajustamento dos preços. De acordo com o artigo proposto por BMR (1988), é possível concluir que o grau de rigidez do nível agregado dos preços depende, essencialmente, de dois factores: da frequência e do tempo individual da variação dos preços de cada uma das empresas no sistema. As empresas ajustam infrequentemente os seus preços, porque ao fazê-lo envolve um “menu” de custos associados com a revisão súbita das condições contratuais. Os modelos tradicionais Keynesianos, defendiam a existência de assimetria relativa, face aos efeitos das alterações da procura agregada, que constituía uma base importante para encontrar uma procura estabilizada. Este ponto não é claro, uma vez que na visão dos neo-Keynesianos, a existência de informação incompleta produz assimetrias no sistema de informação e, por conseguinte, a assimetria dos efeitos dos choques pode aumentar quanto maior for a rigidez dos preços.

Em suma, os modelos recentemente propostos segundo a visão dos novos-Keynesianos (nos quais se enquadra o modelo BMR (1988)), continuam a valorizar a importância da rigidez nominal (defendida pela teoria Keynesiana tradicional), contudo, têm em conta inovações de extrema importância: por um lado, o comportamento racional dos agentes económicos em face de mercados com funcionamento imperfeito, e, por outro lado, o ênfase atribuído à rigidez salarial. Relembre-se que, de acordo com a teoria tradicional Keynesiana, a rigidez era tida como uma variável exógena ao sistema, sendo determinada arbitrariamente. Vemos assim, que a única diferença face aos efeitos reais provocados por distúrbios nominais, da teoria Keynesiana tradicional face aos novos modelos, prende-se com a explicação fundamentada nos mercados com funcionamento imperfeito. Todavia, nem todas as explicações dos efeitos sobre o nível de output provocados por um choque na procura agregada dependem das imperfeições nominais. A rigidez nominal não é a única explicação para a existência de efeitos reais, mas é, sem dúvida, a mais importante e a mais clara para explicar os impulsos iniciais sobre as variáveis económicas.

Existem vários argumentos que visam explicar a importância da rigidez nominal na economia, sendo, sem dúvida, o mais claro aquele que está associado à existência de um “menu” de custos. A questão que se coloca, consiste em determinar quais são esses custos. De acordo com BMR (1988), as empresas são “price taker’s”, e a alteração dos preços envolve custos, daí que o façam infrequentemente. Pelo facto de apenas algumas empresas estarem preparadas para proceder à alteração dos seus preços, num determinado período de tempo, o ajustamento ocorre de uma forma gradual, numa perspectiva agregada. Todos estes elementos, no seu conjunto, implicam a existência de rigidez nominal agregada dos preços e salários e, desta forma, os choques nominais traduzem, pelo menos a curto prazo, efeitos reais na economia.

Ainda no contexto deste modelo, existem duas implicações importantes, que se prendem com o facto, do grau com que os efeitos reais se fazem sentir depender da taxa de inflação e da variabilidade da procura agregada. Deste modo, a questão fundamental que se coloca, é saber até que ponto as alterações da taxa de inflação e da variabilidade da

procura nominal, são factores determinantes sobre o comportamento do “trade-off” entre output e inflação.

Explorando esta questão, começemos a nossa abordagem pelo papel desempenhado pela taxa de inflação. Os efeitos reais provocados por choques nominais não são independentes da taxa de inflação. Quanto mais elevada for a taxa de inflação, menor será a rigidez dos preços, uma vez que o custo de manter o “status quo” pode ser pesado num ambiente de aceleração da inflação. O intervalo de variação dos preços decresce à medida que a taxa média de inflação aumentar. Um valor elevado desta variável, e tendo em conta que o objectivo das empresas é a maximização do lucro, conduz a uma rápida alteração nos preços (aumentando os benefícios do ajustamento). Um aumento da inflação conduz à diminuição dos choques reais, dadas as alterações das variáveis nominais, e a Curva de Phillips funciona.

Adicionalmente, o modelo desenvolvido por BMR (1988) tem uma implicação que corresponde ao facto de, flutuações mais ou menos radicais no nível da procura agregada traduzirem uma maior incerteza para as empresas, o que as leva a adoptarem estratégias de preços mais flexíveis, aumentando assim a frequência com que os preços se ajustam às novas condições impostas. Quanto mais volátil for a procura agregada, mais frequente será o ajustamento dos preços, tal como um aumento da média inflacionista.

Note-se que, e de acordo com o modelo neoclássico desenvolvido por Lucas (1973), a ideia crucial da existência do “trade-off” prende-se com dois factores fundamentais: por um lado, com a existência de mercados com funcionamento imperfeito e, por conseguinte, existe informação incompleta e, por outro lado, com a existência da neutralidade da moeda. Segundo esta teoria, a eventual existência de um “trade-off”, fica a dever-se à existência de mercados com funcionamento imperfeito, não sendo a inflação um factor determinante. Porém, também Lucas, no seu artigo de 1973, considera a segunda implicação citada do modelo desenvolvido por BMR (1988), embora num campo teórico oposto.

De acordo com ambos os modelos, embora por razões diferentes, é de se esperar que quando a procura agregada é mais volátil a relação negativa entre a inflação e o

desemprego seja mais inclinada, isto é, que os choques nominais tenham um menor efeito sobre o Produto Nacional. No seu modelo neoclássico, Lucas admite que os agentes económicos operam num mercado com informação imperfeita, pelo que vêem a sua capacidade para interpretar alterações não esperadas na economia mais reduzida. Assim, perante choques na procura nominal, os agentes não distinguem se a variação dos preços foi induzida sobre o nível geral dos preços ou se foi dirigida à estrutura de preços relativos. É desta forma natural, que os agentes económicos reagem a tais alterações como se o choque fosse dirigido ao seu sector, pelo que se abre a possibilidade de um “trade-off” entre as variáveis de interesse. Contudo, neste modelo, não se atribui qualquer papel relevante à taxa de inflação, pelo que a Curva de Phillips será sempre vertical (no longo prazo), não tendo esta variável influência na determinação das flutuações na produção agregada.³

É precisamente este papel diferente atribuído à inflação, que permite fazer um teste empírico entre a teoria Keynesiana e a teoria neoclássica, validando a competitividade de ambas, no que diz respeito ao comportamento do “trade-off” entre output e inflação.

Analizamos até ao momento, no ponto introdutório, os fundamentos teóricos principais que estabelecem a polémica gerada entre as duas abordagens teóricas principais acerca do “trade-off” output-inflação. A estrutura dos trabalhos encontra-se organizada da seguinte forma: na secção seguinte, faz-se o enquadramento do problema económico e define-se o objectivo principal deste estudo. Destaca-se, por um lado, a teoria relativa à Curva de Phillips e à explicação das flutuações no produto e, por outro lado, as ideias centrais no estudo de variáveis não estacionárias. Depois, prossegue-se com a análise das variáveis, destacando-se a importância da inclusão de regressores adicionais, bem como, a necessidade de introduzir os choques pelo lado da oferta agregada. A secção seguinte propõe, tendo por base teórica os estudos já realizados, uma tentativa de especificação da Curva de Phillips para a economia portuguesa, que será devidamente fundamentada no

³ Note-se que o “poder” de Lucas centra-se na seguinte ideia: o nível do produto depende somente de “surpresas” monetárias, e só será afectada quando se der uma política monetária não antecipada. Tal ideia conduz à impotência da política monetária e à dependência da formação das expectativas, que se baseia na estrutura dos preços da oferta agregada.

capítulo IV do nosso estudo (vertente empírica). Em seguida, referimos o problema da escolha de uma possível forma funcional para o coeficiente que mede o “trade-off” entre output-inflação. Finalmente, a última secção fornece alguns comentários sobre os resultados obtidos em estudos já realizados, bem como, faremos referência a alguns factores relevantes para o comportamento histórico da economia portuguesa.

3.2 Especificação do problema económico e definição de objectivos

O binómio output-inflação tem sido uma das preocupações constantes das sociedades modernas, tendo sido desenvolvida muita investigação no sentido de perceber melhor a relação entre aquelas variáveis e a sua evolução. A questão fundamental que se coloca, é saber até que ponto as alterações da inflação e da volatilidade da procura nominal agregada, sobre o “trade-off” output-inflação, são factores determinantes.

De acordo com BMR (1988) (um dos artigos de suporte teórico), os modelos Keynesianos tradicionais, bem como os modelos de contratos sobrepostos (Fischer e Taylor), não constituem a “chave” do modelo. As “velhas” teorias, tratam o grau de rigidez nominal como se de um parâmetro fixo se tratasse. A “regra de ouro” deste modelo (modelo BMR(1988)), prende-se com o facto de um aumento da taxa média de inflação provocar um ajustamento mais frequente dos preços e salários, implicando uma redução dos efeitos reais dos choques nominais, sendo a inflação um factor determinante da relação de curto prazo entre o output e a inflação. Por oposição, destaca-se a teoria neoclássica (e o modelo de Lucas, que data de 1973), cuja ideia fulcral é a de que a eventual existência de um “trade-off” se ficar a dever à existência de informação incompleta e à neutralidade da moeda, não sendo a inflação um factor determinante.

Porém, e de acordo com ambos os modelos, quanto mais volátil for a procura nominal agregada, mais inclinada será a Curva de Phillips e, por conseguinte, menores serão os efeitos sobre as variáveis reais da economia. Uma outra diferença, que marca a controvérsia entre as duas teorias, prende-se com a falta de sincronia dos efeitos provocados pelos choques da procura agregada. De acordo com Lucas (1973), uma

variância considerável dos choques dos preços relativos, implica um acréscimo dos efeitos reais provocados por choques nominais, isto porque o aumento proporcional desses choques é sentido em termos reais. Em oposição, o modelo de BMR (1988) prevê que, quanto maior é a variância dos choques agregados, mais frequente é a variância dos preços, reduzindo os efeitos dos choques nominais sobre as variáveis reais.

A “chave” principal da análise empírica das características de curto prazo entre o produto e a inflação, baseia-se, salvo raras exceções (Defina (1991), Judd e Beebe (1993)), numa abordagem em dois passos, tal como fez Ball, Mankiw e Romer (1988). Num primeiro passo, é estimada a Curva de Phillips de curto prazo, na qual se avalia a sensibilidade de resposta do output face aos choques na procura nominal (que representa o “trade-off” de curto prazo entre output e inflação). Nesta primeira etapa assume-se, como pressuposto, que não existem choques pelo lado da oferta e que a elasticidade da procura agregada é unitária. O Modelo mais usual, considera uma Curva de Phillips, numa versão simplista, do tipo proposto por Lucas (1973)

$$y_t = \alpha_0 + \tau \Delta x_t + \lambda y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde y_t representa o logaritmo natural do PIB, t é uma tendência temporal e Δx_t a taxa de variação da procura (tomada como logaritmo do produto nominal). Na equação (1), o coeficiente τ mede a sensibilidade do produto a choques na procura agregada, ou seja, a relação de curto prazo entre o output e a inflação.

Antes de prosseguirmos, é importante referir que o modelo temporal de Lucas não é adoptado por todos os autores (interessados em investigar esta matéria), existindo algumas exceções. Tome-se como exemplo, a título informativo, o artigo proposto por Judd e Beebe (1993). Nesse trabalho, os autores estavam particularmente interessados em responder às seguintes questões colocadas para o caso específico da economia dos Estados Unidos: se após a década de 70, os custos associados ao “trade-off” entre o produto e a inflação se alteraram, ou, se pelo contrário, se mantiveram constantes; e, qual a política monetária a adoptar por forma a reduzir a inflação, com menos custos de ajustamento.

Na tentativa de resposta, os autores em causa adoptaram um procedimento em um só passo, tomando como referência o seguinte modelo temporal

$$\Delta p_t = \alpha + \lambda \Delta x_t + \beta \Delta p_{t-1} + \gamma (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}).$$

Esta equação, aparece de uma forma consistente com ambas as teorias preconizadas pelos Keynesianos (quer a “velha” teoria de Keynes, como com as novas teorias desenvolvidas por alguns autores, destacando-se BMR(1988)), de acordo com as quais o comportamento da procura pode estar orientado sob uma visão monetarista ou pela existência de um ponto de equilíbrio cíclico. Tendo por base a equação exposta, o coeficiente λ traduz uma medida de sensibilidade do nível geral de preços a variações na procura nominal agregada, ou seja, mede a magnitude do efeito de uma variação da procura nominal agregada sobre a taxa de inflação. O “trade-off” entre o output e inflação é calculado pelo rácio $\tau=(1-\lambda)/\lambda$ ⁴.

Para que a política de desinflação, levada a cabo pelas autoridades competentes dos Estados-Unidos, fosse credível a partir dos anos 80, então o coeficiente λ teria de subir e, por conseguinte, o rácio $\tau=(1-\lambda)/\lambda$ teria de descer, ao longo do período em análise. Após os testes empíricos realizados nesse “paper”, os autores sugerem (encontrando evidência empírica) que existem custos associados sobre as políticas que visam reduzir a inflação, que se prendem com o comportamento instável do output, e permitem concluir que o “trade-off” entre o output e a inflação existe, mas manteve-se constante (sem desvios significativos) após a década de 70.

Retomando análise da abordagem em dois passos, o segundo passo envolve a estimação de uma regressão para o coeficiente de interesse (τ), consistindo na verificação de como é que esta sensibilidade estimada varia com a taxa de inflação e com a

⁴ Este rácio é obtido da seguinte forma: no longo prazo, e em equilíbrio, têm-se que

$\Delta p_t = \lambda \Delta x_t \Leftrightarrow \lambda (x_t - x_{t-1}) = \lambda (p_t + y_t - p_{t-1} - y_{t-1})$, sabendo que $x_t = p_t + y_t$.

Tendo em conta as relações anteriores, obtem-se $\Delta p_t = \lambda \Delta x_t \Leftrightarrow \Delta p_t = \lambda (\Delta p_t + \Delta y_t) \Leftrightarrow$

$\Leftrightarrow \Delta p_t - \lambda \Delta p_t - \lambda \Delta y_t = 0 \Rightarrow (1 - \lambda) \Delta p_t = \lambda \Delta y_t \Rightarrow \Delta p_t / \Delta y_t = (1 - \lambda) / \lambda$, rácio que permite determinar, qual o impacto sobre os preços após uma variação unitária do output, ou seja, qual o “dilema” existente entre a inflação e o nível de output.

volatilidade da procura agregada, por forma a testar se o “trade-off” de curto prazo depende desse conjunto de variáveis⁵.

Como já foi referido, BMR (1988) adopta este procedimento em dois passos, visando estimar o “trade-off” de curto prazo entre o output e a inflação, para um conjunto de 43 países industrializados (no qual se inclui Portugal), países esses, que foram seleccionados de acordo com um conjunto de critérios pré-definidos e para um período amostral de 1948-1986. No seu trabalho, os autores construíram algumas tabelas de apoio, numa das quais é apresentada a estimativa do parâmetro de interesse para o período de 1948-1972 e para outra sub-amostra, que compreende os anos de 1972-1986 (marcando o ano de 1972 um período de quebra de estrutura e instabilidade na economia). A evidência empírica, permitiu concluir por uma variação substancial no “trade-off” output-inflação para os diversos países e ao longo do período amostral. O valor médio de τ , para o total da amostra, é de 0,242 (encontrando-se Portugal abaixo da média, com 0,1769), sendo o respectivo desvio padrão de 0,272. O grande objectivo, nesta fase do trabalho, consistia em encontrar uma explicação lógica e coerente para as alterações do comportamento do parâmetro τ , e para tal, coloca-se a necessidade de analisar o comportamento das variáveis que fazem parte da equação de regressão dada por (1).

Neste âmbito, como refere Defina (1991), é frequente em estudos deste tipo considerar y_t como uma variável estacionária em torno de uma tendência linear, enquanto que x_t seria uma variável integrada de primeira ordem - ou seja, Δx_t seria estacionária. Este facto, “força” a que o coeficiente que mede o “trade-off” seja significativo, do ponto de vista estatístico.

Carlos Robalo Marques, num estudo de 1994, testa a evidência empírica das duas abordagens em confronto (a relativa à teoria Keynesiana e a que respeita a teoria neoclássica), para o caso concreto da economia portuguesa. Um dos aspectos mais interessantes do seu trabalho é o de reconhecer eventuais problemas de especificação que

⁵ Note-se, que as conclusões e a sua validade teórica dependem fortemente dos sinais e do grau de significância dos coeficientes desses regressores (é apenas uma observação).

adviriam da falta de estacionaridade das variáveis em estudo. De interesse para o trabalho a realizar são as observações finais que Marques (1994) apresenta, bem como o artigo de suporte teórico de Ball, Mankiw e Romer (1988), em especial, a possibilidade de testar relações que compreendam variáveis adicionais.

Não é do meu interesse disputar os resultados expostos nesse estudo, mas antes procurar novas perspectivas que complementem e, se possível, completem experiências anteriormente realizadas. Entre estas, podemos incluir o grau de industrialização do país, o grau de abertura da economia ao exterior, a sua taxa de câmbio, o comportamento da massa monetária, variações dos salários reais, entre outras variáveis, pois qualquer destas podem reflectir choques eventuais (externos ou internos, na procura ou na oferta) no sistema económico.

A ideia fundamental deste estudo é, portanto, testar o poder explicativo adicional que o grau de abertura da economia ao exterior poderá trazer para um modelo dos movimentos do produto real, para além do estudo da dependência do “trade-off” face à taxa de inflação e à variabilidade da procura agregada. Alguns autores argumentam, por exemplo BMR(1988), que a relação de curto prazo estabelecida entre o output e a inflação, poderá ainda depender de outro tipo de variáveis, sendo particularmente interessante, para o caso português, o grau de abertura da economia ao exterior. A importância desta variável prende-se com o peso do comércio externo no PIB, podendo afectar de modo significativo o comportamento do “trade-off”. O grau de industrialização poderá ter particular interesse quando se pretende cruzar resultados obtidos entre os diversos países (ou seja, numa análise “cross-section”), o que não constitui o nosso objectivo.

Tendo como suporte teórico os artigos anteriormente citados e seguindo de perto o estudo realizado por Marques (1994), é de salientar que, para o caso português com uma amostra que se estende de 1959 a 1992, o autor verifica que as variáveis y_t e Δx_t não respeitam as hipóteses usuais, sendo ambas não estacionárias, pelo que uma modelização que não tenha este aspecto em conta corre o risco de chegar a conclusões erradas. Assim, torna-se fundamental começar por implementar testes estatísticos, relativos ao comportamento individual das variáveis, em particular testes à presença de raízes

unitárias. Sabe-se que grande parte das séries macroeconómicas exibem um comportamento não estacionário ao longo do tempo, sobretudo as que dizem respeito a variáveis nominais. Deste modo, é necessário conhecer de forma aproximada o processo gerador das variáveis em questão, pois a inferência clássica não se aplica a modelos que contenham variáveis não estacionárias. Efectivamente, manter as hipóteses normais pode conduzir a fenómenos estranhos, conhecidos por “regressões espúrias”, em que os testes habituais de verificação da validade do modelo e dos parâmetros têm uma potência assintoticamente nula. Nesses casos, é-se conduzido a aceitar a existência de uma relação entre as variáveis, quando de facto as mesmas têm um comportamento totalmente independentes.

Marques (1994), no seu trabalho empírico aplicado ao caso português, encontrou evidência, após a aplicação dos testes de raízes unitárias adequados (e pela visualização dos respectivos cronogramas), no sentido de que não se poderia tratar Δx_t como estacionária e que y_t não se tratava de uma variável estacionária em tendência. Assim, sendo y_t e x_t variáveis integradas de primeira ordem, tal facto iria ter implicações nos resultados, uma vez que poderíamos estar perante a existência de uma “regressão espúria”. Neste estudo, a estimação de um modelo do tipo da equação (1) não seria apropriado ao caso português, uma vez que Δx_t , ao poder ser uma variável estacionária, não se estabelece uma relação de cointegração entre y_t e Δx_t .

Este tipo de problemas face ao modelo inicialmente proposto por BMR (1988), foram colocados por outros autores, como sejam George A. Akerlof, Andrew Rose e Janet Yellen (1988), num comentário e discussão crítica ao trabalho desenvolvido por BMR (1988). Estes autores levantaram outro problema, que se prende estritamente com as variáveis incluídas na equação de regressão (1). Esta regressão só terá significado estatístico, se Δx_t for uma variável estacionária e y_t estacionária em tendência. Contudo, é assumido de uma forma muito realista que $y_t \sim I(1)$, logo o termo de perturbação do modelo teria um comportamento não estacionário (mais propriamente um passeio aleatório) e, por conseguinte, a estimativa do parâmetro de interesse seria inconsistente.



Deste modo, e após a realização de testes estatísticos adequados, alguns autores concluíram pela rejeição da presença de uma raiz unitária em Δx_t , facto este que não se concretizou para o caso português. No trabalho desenvolvido por Marques (1994), após a aplicação dos testes de Dickey e Fuller, os resultados obtidos conduziram a assumir que $\Delta x_t \sim I(1)$ sem “drift” e $y_t \sim I(1)$ com “drift”.

Do exposto, foi possível concluir (tal como o fizera BMR (1988)) que numa equação do tipo (1) existem dois problemas de especificação: por um lado, pode esperar-se que o parâmetro que traduz o “trade-off” não se mantenha constante ao longo do tempo (como era pressuposto em diversos estudos), devido a eventuais alterações na inflação e/ou na variabilidade da procura nominal e, por outro lado, sendo y_t e Δx_t variáveis integradas de primeira ordem, a regressão dada por (1) só fará sentido se as variáveis forem cointegradas. Na situação dita de cointegração, o que acontece é que o grupo de variáveis consideradas têm componentes comuns, pelo que é possível determinar uma combinação linear entre elas que exiba um comportamento estacionário. Como é óbvio, trata-se de um resultado extremamente interessante do ponto de vista da ciência económica, já que esta sugere que existem relações de equilíbrio entre determinadas variáveis, sobretudo quando se considera o longo prazo.

A tentativa de resolução dos problemas de especificação, e por forma a fazer face ao primeiro problema, passa pela utilização do método em um só passo (veja-se Defina (1991)), de acordo com o qual se assume um comportamento para τ , procedendo-se à sua substituição na equação que traduz o “trade-off” de curto prazo. Note-se que este ponto será desenvolvido mais adiante, com os fundamentos teórico/práticos necessários, por forma a ultrapassarmos este problema de especificação.

Quanto ao segundo problema, começa por se proceder à realização de testes de cointegração entre as duas variáveis em causa, pois caso contrário corria-se o risco de estimar uma “regressão sem sentido”, ao mesmo tempo que se investiga a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Note-se que, a possibilidade de ocorrência destes resultados implica que, nos últimos anos em Portugal, não faz sentido especificar a Curva de Phillips de curto prazo através da equação (1).

Em Portugal, a relação output-inflação não conta “uma história” compatível com a Curva de Phillips clássica. A relação entre as duas variáveis não é estável, pelo que a estimação econométrica dos parâmetros fica dificultada. O problema evidente, consiste em saber que variáveis adicionais se devem introduzir no modelo dado pela equação (1), por forma a obtermos cointegração entre as mesmas.

Os testes usuais de raízes unitárias (teste ADF e Durbin-Watson) aplicados por Marques (1994) não permitiram aceitar a hipótese de cointegração entre aquelas duas variáveis (y_t e Δx_t), pelo que se tornou necessário, e na tentativa de resolução do problema, introduzir novos regressores adicionais que traduzissem quer os choques da procura como os da oferta agregada. De facto, os movimentos no produto real resultam de ambos os choques. Neste contexto, é óbvio que possíveis candidatas a variáveis adicionais, serão aquelas que advêm do lado da oferta agregada.

3.3 Importância de regressores adicionais e a necessidade de introduzir choques da oferta agregada

Os movimentos no produto real resultam, quer de choques da procura quer de choques da oferta e, por isso, a não consideração dos últimos numa equação do tipo dada por (1) pode ter consequências importantes sobre o estimador do “trade-off”. O interesse no momento, consiste em investigar qual (ou quais) o impacto dos choques da oferta nos resultados obtidos. Deste modo, é importante reter que os choques da oferta conduzem a alterações sobre os níveis dos preços e do output real; por exemplo, suponha-se que se deu um choque negativo da oferta, como seja um aumento dos preços do petróleo, que faz subir os preços e reduz a oferta agregada, logo o nível de output real cai. Assim, um choque pelo lado da oferta faz mover os preços e o produto real em direcções opostas. Se as variáveis em causa não se movem em proporções idênticas, então o “trade-off” output-inflação é uma realidade que fora provocada por alterações da procura nominal (veja-se Judd e Beebe (1993, p.28)). Muito importante a reter, prende-se com os choques pelo lado da oferta puderem enviesar o estimador de interesse, resultando num problema de

especificação do modelo. Se os choques da oferta estão correlacionados com Δx_t , e se os mesmos são omitidos da equação (1), o estimador de curto prazo que representa o “trade-off” virá enviesado.

Note-se que os choques da oferta afectam directamente Δx_t , uma vez que a curva da procura agregada não apresenta, relativamente aos preços, uma elasticidade unitária. O grau de importância deste problema (ou seja, da correlação eventual entre os choques da procura e oferta) é questionável, sendo importante analisar o potencial enviesamento do estimador do “trade-off” ($\hat{\tau}$), por duas vias: a primeira, consiste em identificar se a elasticidade da procura agregada é diferente da unidade. Se esta fosse igual à unidade, os movimentos em y_t e p_t (sendo $x_t = p_t + y_t$), causadas por choques da oferta, seriam compensados na totalidade (e mutuamente), deixando x_t inalterada. Como nota BMR (1988), sempre que a elasticidade da procura agregada for unitária, Δx_t apenas reflecte os choques do lado da procura, mesmo que exista alguma correlação entre os movimentos do lado da oferta e da procura. Este é o caso, por exemplo, de uma política monetária que se “acomoda” totalmente aos choques da oferta. No seu estudo, BMR discutiram as consequências da omissão dos choques da oferta, assumindo implicitamente que as variáveis são estacionárias. Contudo, as implicações advindas da omissão dos choques da oferta da equação (1) podem ser mais gravosas no caso da não estacionaridade. Assumindo que todas as variáveis são integradas de primeira ordem, incluindo aquelas que reflectem os choques pelo lado da oferta, concluiu-se que a sua exclusão (ou omissão) da equação (1) conduz a potencial regressão de cointegração a um resultado “espúrio”. Se for este o caso, a regressão não tem significado estatístico nem econométrico. Os estimadores serão inconsistentes, e convergem para variáveis aleatórias degeneradas, onde as estatísticas de teste não terão significado.

A segunda via, por forma a reduzir o potencial enviesamento da estimativa de τ , consiste em incluir uma medida dos choques da oferta na equação que traduza o eventual “trade-off”. Os choques do lado da oferta mais fáceis de identificar, e provavelmente os mais significativos, são os que resultam das variações dos preços do petróleo. Por forma a capturar estes choques, deve incluir-se na potencial regressão de cointegração uma

variável “dummy” que será diferente de zero nos casos dos anos em que se fez sentir uma grande variação dos preços do petróleo, e zero nos restantes casos. Este foi também o procedimento utilizado por BMR (1988) e Judd e Beebe (1993), que concluíram que a magnitude e o grau de significância estatística da inflação sobre o “trade-off” se tornou significativamente maior, com a inclusão da série dos preços do petróleo.⁶

Em suma, pela quantidade de testes realizados nos diversos estudos, a evidência empírica vai no sentido de se atribuir aos choques do lado da oferta implicações importantes e significativas sobre os resultados (mais propriamente, sobre o coeficiente que mede o “trade-off”).

Seguindo Marques (1994), considera-se o logaritmo do preço do petróleo, z_t , e a potencial regressão de cointegração passa a assumir a forma genérica

$$y_t = \alpha_0 + \tau \Delta x_t + \lambda y_{t-1} + \beta z_t + \gamma t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

estimada para o período amostral. A equação (2) revela a necessidade de incluir uma nova variável, por forma a aceitar a existência de cointegração entre as variáveis y_t , Δx_t e z_t , embora a alternativa de cointegração seja aceite de forma fraca (para tal houve necessidade de recorrer aos testes de Shin). Note-se que, pelo recurso ao teste AEG a cointegração é ainda rejeitada, contudo, o andamento dos resíduos, ao apresentarem um comportamento estacionário, vão ao encontro da evidência obtida pelo teste de Shin. Se z_t é uma variável necessária a incluir no modelo por forma a concluirmos pela existência de cointegração, então não podemos assumir que a equação (1) seja a indicada para se obter uma estimativa do “trade-off” da Curva de Phillips no curto prazo, consistente.

Por outro lado, pelo “Teorema da Representação de Granger” é sabido que qualquer relação de cointegração pode ser definida em termos de um modelo de correcção

⁶ A título de curiosidade, Defina (1991), ao contrário dos autores referidos, utiliza a versão da equação (1), modificando-a pela inclusão dos choques pelo lado da oferta, visando, desta forma, obter estimativas consistentes do “trade-off” de curto prazo output-inflação. A equação genérica utilizada, assumiu a seguinte forma:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta x_t + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 t + \alpha_5 s_t + \varepsilon_t,$$

onde “s” visa capturar as deslocações da oferta agregada, aplicando-se a abordagem em um só passo.

dos erros (MCE), sendo possível analisar o comportamento do “trade-off” output-inflação, pela inclusão de dinâmica no modelo.

3.4 Uma tentativa de especificação da Curva de Phillips para a economia portuguesa

Tal como fez Marques (1994), devemos começar por especificar a Curva de Phillips para o caso português, tendo em conta os resultados dos testes de cointegração, mas assumindo implicitamente que o parâmetro de interesse (relação de curto prazo entre o produto e a inflação) é constante, ou seja, não levando em linha de conta a sua potencial dependência face às variáveis inflação e variabilidade da procura nominal. Note-se, contudo, que este pressuposto, na prática, não é realista. Tal como observou BMR (1988), τ é menor nos países onde a variabilidade da procura agregada é alta (uma vez que conduz a alterações mais frequentes nos preços, reduzindo o impacto dos choques nominais sobre as variáveis reais), e nos países onde existem elevadas taxas de inflação (pelo mesmo motivo). Neste âmbito pretende-se encontrar uma explicação coerente para as alterações do parâmetro de interesse.

Apesar do exposto, e essencialmente por razões metodológicas, Marques (1994) começa por especificar a Curva de Phillips levando em conta o tal pressuposto, uma vez que, se durante o período amostral a média da inflação e/ou a variabilidade da procura nominal tivessem sofrido alterações significativas, o modelo iria exhibir instabilidade e seria especificado com erro. Neste caso, a solução consiste na re-especificação do modelo, tendo em conta o facto dessas variáveis serem factores determinantes do comportamento do “trade-off”, por forma a obtermos estabilidade (será discutido adiante, na secção 3.5). Por outro lado, mesmo que o modelo se apresenta-se estável, tal significaria que o comportamento da relação de curto prazo entre output-inflação não dependia da inflação nem da volatilidade da procura nominal.

Foi já referida a importância da inclusão de uma variável que faça reflectir os choques da oferta agregada, e por forma a ultrapassarmos eventuais problemas de especificação (quer pela omissão desses choques, quer pela consideração do pressuposto

de τ ser constante), deve começar-se por especificar um modelo dinâmico, que inclua um número de defasamentos suficientes das variáveis, contudo, não ignorando que o número de observações é restrito. Seguindo Marques (1994), podemos começar por especificar um modelo genérico dado por

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \alpha_3 \Delta y_{t-2} + \beta_0 \Delta^2 x_t + \beta_1 \Delta^2 x_{t-1} + \beta_2 \Delta^2 x_{t-2} + \gamma_0 \Delta z_t + \gamma_1 \Delta z_{t-1} + \gamma_2 \Delta z_{t-2} + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 \Delta x_{t-1} + \mu_3 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Note-se, que em (3), o autor especificou o modelo com três defasamentos, o que não tem de acontecer, obrigatoriamente, no nosso caso. Para além deste facto, a inclusão de $\Delta^2 x_t$, e não Δx_t , resulta de pretendemos obter um modelo estacionário, e a escolha do número de defasamentos a incluir pode seguir o procedimento fundamentado por Campbell e Perron (1991) ou através da escolha de uma ordem que conduza a uma especificação parcimoniosa e depois incluir defasamentos adicionais até eliminar, por completo, a eventual autocorrelação residual. Os coeficientes $\beta_j^s, \gamma_j^s, \alpha_2$ e α_3 dizem respeito às variáveis estacionárias, e os coeficientes μ_j^s às não estacionárias. O coeficiente de interesse (que representa o “trade-off” de curto prazo) é dado por β_0 . É importante realçar que a análise estatística, dado o modelo (3), torna-se na prática dificultada, uma vez que estamos perante variáveis em níveis. No caso de existir cointegração, estas variáveis, ao serem colineares, criam problemas na análise do seu comportamento individual. Para além desta dificuldade, se as variáveis são integradas, os estimadores correspondentes aos parâmetros de interesse não seguem uma distribuição “standard”, nem mesmo assintoticamente, pondo em causa a inferência estatística clássica. A teoria estatística clássica não é aplicável ao caso da não estacionaridade, pelo que são necessárias algumas precauções quando se tenta encontrar o vector de cointegração (a tal combinação linear estacionária). Mesmo assim, prova-se que o método dos mínimos quadrados é “super-consistente”, o que permite, com alguma simplicidade, testar e estimar as potenciais relações cointegrantes. Esta propriedade pode ser analisada pela reparametrização do modelo (3), tendo como suporte teórico o “Teorema da Representação de Granger”, de

acordo com o qual a relação de cointegração pode ser definida em termos de um MCE, isto é, tomando o modelo dado por (e de acordo com o especificado em (3), por Marques (1994))

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha_0 + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \alpha_3 \Delta y_{t-2} + \beta_0 \Delta^2 x_t + \beta_1 \Delta^2 x_{t-1} + \beta_2 \Delta^2 x_{t-2} + \gamma_0 \Delta z_t + \\ & + \gamma_1 \Delta z_{t-1} + \gamma_2 \Delta z_{t-2} + \mu_1 [y_{t-1} - \mu_2^* \Delta x_{t-1} - \mu_3^* z_{t-1} - \mu_4^* t] + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (4)$$

onde se tem

$$\mu_2^* = -\mu_2/\mu_1, \quad \mu_3^* = -\mu_3/\mu_1 \quad \text{e} \quad \mu_4^* = -\alpha_1/\mu_1.$$

Note-se, que em (4), todas as variáveis são estacionárias, logo podemos fazer uma análise estatística sem grande dificuldade. Os parâmetros μ_j^* representam, directamente, o efeito de longo prazo relativo a cada variável.

Seguindo Marques (1994), é possível, após a aplicação do método OLS e algumas simplificações e reparametrizações, seleccionar o seguinte modelo, depois de implementados os testes sobre a significância dos parâmetros

$$\Delta y_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_0 \Delta^2 x_t + \hat{\mu}_1 [y - \hat{\mu}_2^* \Delta x - \hat{\mu}_3^* z - \hat{\mu}_4^* t]_{t-1} + d_{it}, \quad (5)$$

onde o estimador do “trade-off” é dado por $\hat{\beta}_0$. A variável d_{it} , representa uma variável “dummy” que toma valores diferentes de zero nos anos em que se verificam alterações significativas dos preços do petróleo, e zero nos restantes casos. Esta variável é importante no modelo, uma vez que nos ajuda a fixar os restantes parâmetros, podendo, ainda, reflectir choques adicionais da oferta agregada, eventualmente omitidos na regressão (aquando da introdução de regressores adicionais ao modelo).

A questão fundamental que se coloca ao modelo (5) prende-se com o facto de se saber se este se apresenta estável, ou, se pelo contrário, revela instabilidade que leve a admitir problemas de especificação.

Relembre-se, que o nosso objectivo primordial, consiste em encontrar uma explicação verdadeira e coerente para as eventuais alterações do parâmetro τ , da equação (1). Devido à possibilidade de existência de quebras de estrutura e instabilidade económica (razões que se prendem com factores explicados na secção 3.6), tentou-se melhorar o modelo através de especificações alternativas, que levem em conta a dependência esperada do “trade-off” de curto prazo face à taxa de inflação (seja $\pi = \Delta p$), e à variabilidade da procura nominal (ω). Todavia, incluir os efeitos inerentes a π e ω num modelo como o especificado em (5) é mais problemático, do que o fazer numa versão simples dada pelo modelo (1). O modelo (5), utilizando a notação genérica da equação (1), pode ser escrito como⁷

$$(6) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_0 \Delta^2 x_t + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 \Delta x_{t-1} + \mu_3 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(7) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1^* \Delta x_{t-1} + \mu_1 y_{t-1} + \mu_3 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde se tem $\beta_1^* = \mu_2 - \beta_0$. Esta relação mostra que β_0 é função de π e ω , então β_1^* também dependerá dos efeitos provocados por essas variáveis.

3.5 Escolha de uma possível forma funcional para o coeficiente do “trade-off” output-inflação

No modelo BMR (1988), sugere-se que a dependência entre a relação produto-inflação de curto-prazo e o nível da taxa de inflação poderá não ser linear. A não linearidade do “trade-off” é um resultado intuitivo (veja-se BMR (1988)) e advém do facto de que: se a inflação aumentar, o parâmetro que mede o “trade-off” de curto prazo decresce, mas não abaixo de zero, ou seja, a relação entre a inflação de curto prazo e o parâmetro que traduz a relação entre o output e a inflação deve corresponder a uma

⁷ De acordo com Marques, a notação relativa ao modelo (1) apresenta-se da forma:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 \Delta x_t + \varepsilon_t.$$

relação convexa. Um aumento de 5% para 10% da inflação, terá um maior impacto sobre o “trade-off”, quando comparada com um aumento de 10% para 15%. Generalizando este argumento, e tendo em conta a não linearidade dos efeitos provocados pela inflação e pela variabilidade da procura, Marques (1994) especificou as equações genéricas do “trade-off” de curto prazo, assumindo a seguinte forma funcional

$$\beta_{0t} = \lambda_{10} + \lambda_{11}\pi_t + \lambda_{12}\omega_t + \lambda_{13}\pi_t^2 + \lambda_{14}\omega_t^2$$

(8)

$$\beta^*_{1t} = \lambda_{20} + \lambda_{21}\pi_{t-1} + \lambda_{22}\omega_{t-1} + \lambda_{23}\pi_{t-1}^2 + \lambda_{24}\omega_{t-1}^2,$$

o que não implica, que no nosso trabalho não possamos fazer uma extensão potencial ao trabalho de Marques (1994), admitindo uma maior flexibilidade dada à especificação destas equações, constituindo um teste adicional acerca da robustez dos resultados.

Antes de prosseguirmos, é conveniente comentar com brevidade as equações anteriores. Quando se postula que a relação output-inflação de curto prazo depende da taxa de inflação e da variabilidade da procura agregada tem-se, regra geral, implícita a ideia de que, quer π , quer Δx_t , são variáveis estacionárias. Contudo, constatou-se anteriormente que a evidência ia no sentido de se considerar Δx_t como sendo uma variável integrada de primeira ordem, o mesmo acontecendo a taxa de inflação (π) que se trata de uma variável não estacionária. Assim, se $\pi \sim I(1)$, o conceito de taxa média de inflação, cuja utilização foi sugerida por BMR(1988), perde, agora, significado. Por outro lado, coloca-se o problema de como calcular a variabilidade da procura nominal num “mundo integrado”. Num contexto de estacionaridade é comum utilizar-se o desvio-padrão como medida da variabilidade. A título de exemplo, tendo em conta o trabalho desenvolvido por BMR (1988), os autores começaram por propor um modelo que traduz o “trade-off”, e o seu comportamento, através da especificação

$$\tau = \alpha_0 + \alpha_1\bar{\pi} + \alpha_1\bar{\pi}^2 + \alpha_3\sigma_x + \alpha_4\sigma_x^2,$$

de acordo com o qual, a taxa média de inflação é simbolizada por $\bar{\pi}$ (com $\pi=\Delta p$) e a variabilidade da procura nominal pelo respectivo desvio-padrão, σ_x . A estimação do modelo conduziu à evidência de que a média inflacionista é estatisticamente significativa (sendo um factor determinante do “trade-off”), mas a variabilidade da procura não o era. No trabalho desenvolvido pelos autores, concluiu-se que um aumento da média da inflação de 5% pra 10% implicava uma redução no “trade-off” de aproximadamente 0,22. O mesmo aumento em relação ao desvio-padrão da procura agregada, implicava um acréscimo de apenas 0,04 (resultados obtidos numa análise “cross-section”). Os autores apresentaram, ainda, especificações alternativas quando, por exemplo, introduziram os choques pelo lado da oferta (nomeadamente a série dos preços do petróleo). Nesse caso, por forma a medir o impacto sobre a magnitude relativa dos choques da oferta, face aos sentidos pelo lado da procura, foi adicionada à regressão anterior o parâmetro (σ_e^2/σ_x^2) , onde σ_e^2 pretendia traduzir a variabilidade dos choques da oferta. Todavia, os resultados obtidos anteriormente, no seu essencial, não sofreram alterações. A frequência com que os preços se alteram, e consequentemente τ , depende das variações, quer dos choques da procura como dos sentidos pelo lado da oferta agregada. Note-se, porém, que σ_x^2 apenas captura a variabilidade dos choques da procura, e σ_π^2 , ao reflectir quer os efeitos do lado da procura como os choques da oferta, tornava-se uma medida mais credível. Desta forma, o modelo genérico adoptado pelos autores assumia a forma funcional dada por

$$\tau = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{\pi} + \alpha_2 \bar{\pi}^2 + \alpha_3 \sigma_x + \alpha_4 \sigma_\pi^2.$$

Após a realização de testes apropriados, verificou-se, apesar do exposto, que σ_π^2 não era uma medida apropriada para avaliar a magnitude dos efeitos dos choques da procura e da oferta agregada sobre o “trade-off”, uma vez que, quer a inflação como os desvios face à inflação não eram estatisticamente significativos. Deste modo, os autores sugerem que não é possível construir uma teoria que sugira τ , como uma função simultânea de σ_x e σ_π .

Defina (1991), no seu estudo, foi condizente com a tese desenvolvida por BMR (1988). No seu trabalho, tornou-se importante analisar e testar a robustez dos resultados.

Para tal, um dos caminhos consistiu na substituição das relações não lineares do “trade-off” de curto prazo na potencial regressão que traduz o dilema entre o output e a inflação, permitindo concluir que a tese de BMR é “fortemente” suportada e validada pela evidência empírica obtida. Os resultados práticos, permitiram reter dois aspectos importantes: o primeiro, prende-se com o facto de existir possibilidade de analisar o “timing” do impacto da inflação sobre o “trade-off”, e, em segundo lugar, mas não menos importante, prende-se com o facto de se obterem resultados interessantes numa análise “cross-section” (entre os diversos países que constituem a amostra). Para nosso interesse, e, especificamente neste trabalho, ao pretendermos estudarmos o caso isolado da economia portuguesa, revela-se mais interessante o primeiro aspecto, ou seja, o “timing” do impacto da inflação sobre o comportamento do “trade-off”. Tal como BMR (1988) concluiu, a média da inflação é um factor determinante no comportamento do “trade-off”, contudo, com um certo ajustamento temporal, uma vez que o ajustamento dos preços é gradual.

Voltando à nossa realidade, de acordo com a qual estamos a trabalhar num “mundo não estacionário”, como $\Delta x_t \sim I(1)$, o desvio-padrão não pode ser entendido como uma medida de variabilidade da procura agregada (numa variável integrada de ordem um, a variância tende linearmente para infinito com o tempo). Dado este facto, Marques (1994) decidiu utilizar, como medida de variabilidade da procura nominal, o desvio-padrão de $\Delta^2 x_t$, uma vez que já se trata de uma variável estacionária. Substituindo as equações genéricas de β_{0t} e β_{1t}^* no modelo (7) e reparametrizando-o como em (3), foi especificado o seguinte modelo

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 \Delta^2 x_t + \delta_3 \Delta(\pi \Delta x)_t + \delta_4 \Delta(\pi^2 \Delta x)_t + \delta_5 \Delta(\omega \Delta x)_t + \delta_6 \Delta(\omega^2 \Delta x)_t + \\ & + \delta_7 y_{t-1} + \delta_8 \Delta x_{t-1} + \delta_9 (\pi \Delta x)_{t-1} + \delta_{10} (\pi^2 \Delta x)_{t-1} + \delta_{11} (\omega \Delta x)_{t-1} + \delta_{12} (\omega^2 \Delta x)_{t-1} + \\ & + \delta_{13} z_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (9)$$

onde, após o resultado da estimação do modelo, surgem claramente significativos os efeitos resultantes da taxa de inflação. Quando estimamos o modelo (9) e “deitamos fora” (eliminamos) todos os coeficientes associados aos regressores ω e ω^2 , não significativos, conclui-se que o “trade-off” de curto prazo output-inflação não é sensível à variabilidade da procura nominal, contudo, os efeitos da inflação sobre o “trade-off” são “fortemente” significativos.

Deste modo, Marques (1994) refere que a evidência empírica para a economia portuguesa sugere que o “trade-off” de curto prazo depende negativamente da taxa de inflação (de uma forma não linear), mas não parece sensível à volatilidade da procura agregada, estando na linha dos resultados obtidos por BMR (1988), apesar das metodologias utilizadas terem sido diferentes. Todavia, os resultados obtidos são contraditórios com as conclusões retiradas do estudo de Judd e Beebe (1993). De acordo com estes autores, mas para uma realidade particular (Estados-Unidos), não existe evidência para um deslocamento (ou uma mudança de declive) da curva que representa o “trade-off” de curto prazo entra o produto e a inflação. Com base nesse estudo, é possível por em causa o procedimento utilizado por Marques (1994), uma vez que não houve o cuidado de realizar um teste sobre a estabilidade do modelo, utilizado para se concluir acerca do comportamento dos parâmetros de interesse. É óbvio, que podemos obter estabilidade parcial, sem, no entanto, garantirmos a estabilidade do modelo na globalidade.

3.6 Breves comentários sobre os resultados (já obtidos) da evidência empírica

É importante referir alguns comentários sobre os resultados práticos obtidos pelos autores citados ao longo do nosso trabalho, e que nos servem como suporte teórico ao objectivo por nós proposto. Facilmente se conclui que o “tronco comum” aos estudos desenvolvido (e por nós citado), centra-se numa análise da relação de curto prazo entre o output e a inflação, utilizando-se nos modelos propostos por BMR (1988) e Defina (1991) dados de carácter internacional, o que não aconteceu com Marques (1994). BMR (1988)

obteve um resultado “robusto”, no sentido de verificar a veracidade de que o “trade-off” entre as variáveis de interesse era afectado “fortemente” pela taxa média de inflação. Nos países com baixas taxas de inflação, a Curva de Phillips é “quase” horizontal – flutuações da procura nominal agregada produzem grandes efeitos sobre o nível de output. Pelo contrário, países com elevadas taxas de inflação, têm a sua Curva de Phillips “perto” da vertical – flutuações na procura reflectem-se, rapidamente, no nível de preços, aumentando a sua flexibilidade. No seu estudo, BMR (1988) foi ao encontro das teorias propostas pelos neo-keynesianos, encontrando suporte teórico na teoria dos ciclos económicos (que fora desenvolvida pelos novos clássicos), uma vez que a rigidez nominal justificava-se por um comportamento otimizador por parte dos agentes económicos. Em particular, a taxa de inflação pode influenciar “fortemente” o comportamento do “trade-off”, através da frequência da alteração dos preços (que não é feita no imediato), sendo essa uma variável determinante. O “trade-off” é afectado pelas políticas dos mercados macro-económicas, que dependem da taxa de inflação. Este efeito, é substancialmente sentido nos países com taxas de inflação baixas ou moderadas. Tendo em conta a totalidade da amostra, os autores verificaram que um aumento da taxa média de inflação de 5% para 10%, provocava um impacto sobre o nível da procura, duas vezes superior.

Defina (1991), pretende fundamentalmente validar a tese originalmente proposta por BMR (1988), acerca da polémica existente entre as relações de curto prazo output-inflação. Sem dúvida que, para diferentes especificações do modelo que eventualmente traduzem o “trade-off”, encontraram resultados similares aos obtidos por BMR (1988), no sentido de que a taxa média de inflação constituía um determinante importante na evolução do comportamento do “trade-off”, não se atribuindo uma grande importância ao papel desempenhado pela volatilidade da procura agregada.

Mais recentemente, mas apoiado fortemente nesses estudos, Marques (1994), tendo presente a teoria da cointegração e os modelos com mecanismos corrector dos erros, investiga as teses de Lucas (1973) em oposição às defendidas por BMR (1988) acerca do comportamento do “trade-off” entre output e inflação, para a realidade portuguesa. Estas teses, diferem, no seu essencial, no facto de a proposta apresentada por BMR (1988)

atribuir à inflação e à variabilidade da procura agregada um papel importante, constituindo uma linha condutora acerca do comportamento do "trade-off", ao passo que no modelo de Lucas (1973) não é atribuído qualquer grau de importância ao papel desempenhado pela taxa de inflação.

É possível dizer que nenhum dos modelos se adequa, na totalidade, à realidade portuguesa. De acordo com os modelos estimados no trabalho de Marques (1994), a inflação desempenha um factor determinante no "trade-off" output-inflação, o que não acontece com a variabilidade da procura agregada. De facto, esta última variável não se revela significativa do ponto de vista estatístico.

Os resultados empíricos obtidos, assumem extrema importância na conduta da política económica. Por exemplo, uma inicial e rápida redução da inflação instaurada pelo Banco Central, tende a implicar custos de ajustamento relativamente mais baixos, em termos do nível de output. De facto, dos resultados obtidos, verifica-se que a resposta do output real face a choques nominais, será maior quanto mais baixa for a taxa de inflação (importância do conceito "rácio de sacrifício"⁸).

3.6.1 Alguns factores relevantes que explicam o comportamento histórico da economia portuguesa

É importante ter em conta, e especialmente para o nosso trabalho, o conhecimento do contexto económico e o comportamento das variáveis em análise, uma vez que uma hipótese fulcral que se deve avaliar é a da possibilidade de eventuais quebras ou alterações de estrutura que o sistema económico tenha sofrido. A economia portuguesa esteve sujeita a choques de diversa ordem, nos últimos anos, o que constitui uma longa percentagem do nosso período amostral. Algumas das causas destas perturbações, podem tornar-se impeditivas para o ajustamento da Curva de Phillips clássica no caso português.

⁸ Este conceito pode ser definido como o valor da taxa de desemprego em excesso em relação à taxa de desemprego natural necessário para que a taxa de inflação decresça um ponto percentual. Este rácio depende da inclinação da Curva de Phillips e da formação das expectativas.

Entre as perturbações sofridas pela nossa economia, destaca-se o esforço de guerra a que o sistema se viu sujeito a partir de 1961, conduzindo a uma situação de subaproveitamento dos recursos humanos e de importantes choques no mercado de trabalho. Por outro lado, o agravamento da conjuntura internacional contagiou uma economia que se tinha vindo a abrir ao exterior, sobretudo devido ao aumento exagerado dos preços das matérias-primas essenciais e dos bens energéticos em 1973-1974 e 1979-1980.

Outro aspecto extremamente importante, relaciona-se com a revolução de Abril de 1974, cujo impacto sobre o sistema económico português não é de desprezar – a quebra de confiança internacional nos primeiros tempos, as nacionalizações, o movimento sindical, os acordos “recessivos” com o FMI constituem, entre outros, momentos importantes que terão contribuído para uma profunda transformação da estrutura económica portuguesa. Finalmente, a adesão de Portugal às comunidades europeias, que completa o processo de abertura ao exterior, tornou a economia portuguesa muito mais dependente e com uma “nova” estrutura produtiva orientada essencialmente para os mercados exteriores. Se numa primeira fase esta adesão teve um impacto positivo, a partir de 1991, a recessão europeia e o compromisso com a construção da união económica e monetária, deixava marcas negativas, no tecido produtivo português, ao implicar uma política monetária mais restritiva.

Como se pode verificar, o sistema económico português tem vindo a sofrer períodos de instabilidade a partir de finais da década de 60, contrastando com períodos anteriores, caracterizados por um certo imobilismo. Estas considerações podem ter consequências importantes para a nossa análise, já que o facto da nossa amostra incluir períodos de choques relativamente poderosos pode ter afastado, durante um tempo considerável, as variáveis da sua trajectória de equilíbrio de longo prazo. Ora, acontece que os testes que vamos implementar (e já citados) não são sensíveis a este tipo de fenómenos, pelo que o estudo de uma relação de equilíbrio de longo prazo (ou seja, de cointegração), que não considere estas importantes alterações sistémicas, produzirá inevitavelmente resultados enviesados.

Mais do que resumir o trabalho realizado por Marques (1994) ou enunciar conclusões definitivas, não sendo do nosso interesse disputar os resultados obtidos, pretendemos procurar novas perspectivas que complementem as experiências aleatórias já realizadas.

Alguns autores concordam, nomeadamente aqueles aos quais temos vindo a fazer referência, que o “trade-off” de curto prazo entre output e inflação, apesar de depender das variáveis até agora discutidas, depende, de igual modo, de outro tipo de variáveis. Como já foi referido, a teoria económica prevê que outras variáveis contribuam para explicar as flutuações no produto real, como sejam: o grau de industrialização do país, o grau de abertura da economia ao exterior, entre outras. Note-se, que o grau de industrialização pode ser importante no caso do trabalho pretender cruzar os resultados entre vários países (análise “cross-section”), tendo em conta a evidência internacional, o que não é nosso objectivo.

Quanto ao grau de abertura da economia ao exterior, e para o caso português, é um factor particularmente importante uma vez que afecta a susceptibilidade a choques na oferta, podendo a sua exploração produzir resultados interessantes.

Em suma, a ideia base deste trabalho, é portanto, para além de, e tendo como suporte teórico o trabalho desenvolvido por Marques (1994), completar a análise já realizada pelo aumento do período amostral (continuidade temporal), e analisar até que ponto, os resultados empíricos já obtidos se alteram com a introdução de um regressor adicional, na potencial regressão de cointegração, dada pelo grau de abertura da economia ao exterior, ou se, pelo contrário, se mantêm inalteradas sendo desnecessária a introdução de uma nova variável e até contraprodutivo (lembrar o princípio da parcimónia). Note-se, desde já, que estamos convictos que o trabalho não está isento de limitações.

IV. RELAÇÃO ENTRE PRODUTO E INFLAÇÃO EM PORTUGAL – UM ESTUDO DE COINTEGRAÇÃO

4.1 Introdução

Com o presente trabalho empírico, pretende-se testar do ponto de vista econométrico, recorrendo às técnicas de cointegração desenvolvidas na primeira parte, as relações económicas que envolvem a relação de curto prazo entre produto e inflação para o caso concreto da economia portuguesa, constituindo um aspecto importante para a definição de uma política económica.

As variáveis que vão ser utilizadas na vertente empírica e o respectivo estudo da ordem de integração dessas variáveis, são apresentadas em anexo (veja-se Anexo 1- descrição sumária e séries anuais utilizadas). Procurar-se-ão depois as potenciais relações de cointegração entre as mesmas, seguindo-se a estimação das especificações dinâmicas de curto prazo através dos MCE. Finalmente, é aplicado o método de estimação de Johansen, após a pesquisa de todos os possíveis vectores cointegrantes.

4.2 Informação estatística utilizada

Os dados usados neste estudo e que se encontram listado em anexo (veja-se em Anexo 1- quadro2) são de frequência anual, para o período de 1953 a 1997 (salvo para algumas variáveis, nomeadamente os preços do petróleo, que tiveram início em 1963). Foi ponderada a hipótese de trabalhar com dados trimestrais na medida em que uma amostra trimestral das séries referidas embora não trouxesse valor acrescentado em termos de potência dos testes de raízes unitárias, certamente aumentaria a eficiência dos estimadores de um modelo que eventualmente será estimado. No entanto, como as séries trimestrais disponíveis têm um período amostral que se inicia em 1983, foi posta de parte esta hipótese.

Começamos o nosso estudo pela análise do modelo mais usual, que considera a Curva de Phillips do tipo proposto por Lucas (Lucas, 1973)

$$y_t = \alpha_0 + \tau \Delta x_t + \lambda y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t, \quad (10)$$

onde y_t representa o logaritmo natural do PIB real, t representa o tempo e Δx_t a taxa de variação da procura (tomada como logaritmo do produto nominal). Nesta equação, o coeficiente τ mede a sensibilidade do produto a choques na procura agregada, ou seja, a relação de curto prazo entre o output e a inflação⁹.

Para quantificar a eventual relação de equilíbrio ir-ser-à usar a metodologia da cointegração, uma vez que, dada a não estacionaridade das séries, sugerida pelos respectivos cronogramas, uma função de longo prazo estável só existirá se as variáveis estiverem cointegradas.

Como já foi anteriormente referido, é de salientar que a análise e tratamento dos modelos econométricos é distinta consoante as variáveis incluídas são estacionárias ou integradas. Dado o exposto, o primeiro passo num trabalho econométrico consiste em analisar se as séries estatísticas em que se baseia são estacionárias. A análise dos cronogramas das séries apresentadas (veja-se em Anexo 4, gráficos nº1 e nº2) revela que possivelmente as séries não são estacionárias. Assim, é possível visualizar a necessidade de recorrer a métodos apropriados para tirar conclusões acerca da estacionaridade (ou não) das referidas séries, uma vez que se constata uma evolução marcadamente crescente dos valores observados ao longo da série temporal, indicando a falta de estacionaridade em torno da média.

⁹ É importante referir que a transformação logarítmica revela-se adequada para as variáveis em questão porque lineariza a sua tendência exponencial.

4.3 Estudo da estacionaridade das séries: Testes de raízes unitárias

A aplicação das técnicas de cointegração requer o estudo prévio da estacionaridade das séries envolvidas. Limitámos a nossa análise aos testes de raízes unitárias simples de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A lógica do teste ADF é bastante semelhante à do teste DF com a diferença que aqui se admite que a variável endógena siga um processo autoregressivo de ordem p (na prática este é utilizado mesmo para séries que não seguem processos autoregressivos puros, o que se pode justificar na medida em que qualquer processo ARMA pode ser aproximado através de um AR de ordem suficientemente elevada). No limite, os dados poderão determinar que o número de defasamentos a reter deverá ser zero, e neste caso estaremos perante o teste DF. Seguindo esta metodologia começamos com um *lag* de ordem 2, não sendo necessário considerar um *lag* de ordem superior em nenhuma das séries, uma vez que este é suficiente para eliminar a eventual autocorrelação nos resíduos (segundo-se o procedimento descrito no cap.II.1, secção 1.4.3.4).

Antes da interpretação dos resultados dos testes efectuados, lembre-se que uma variável diz-se integrada de ordem um se a série que se obtém tomando a sua primeira diferença for uma variável estacionária. Ao longo desta exposição, usar-se-á a notação $I(1)$ para representar uma variável integrada de primeira ordem. Note-se ainda, que os pontos críticos para a realização do teste ADF podem ser vistos na tabela construída por MacKinnon para diversos tipos de regressões (com ou sem termo independente e com ou sem tendência linear)¹⁰.

Assim, por forma a seguir a interpretação dos resultados práticos, veja-se no Anexo 3 os resultados dos testes realizados. No caso da série y_t , não existe evidência para rejeitar a hipótese nula, isto é, não se pode rejeitar a hipótese em teste da série ser integrada de primeira ordem, o mesmo acontecendo para a série representada por Δx_t .

¹⁰ Esta tabela não fornece directamente os pontos críticos para o teste ADF, mas permite que estes sejam calculados, através de uma fórmula, para um número qualquer de observações.

Para mais detalhes, veja-se James G. MacKinnon, 1991, "Critical values for cointegration test", in Long-run economic relationships, cap.13, ed. R.F. Engle e C.W.R. Granger.

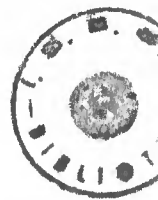
Note-se, no entanto, que para a série do logaritmo natural do PIB (y_t) os resíduos estimados apresentam alguma autocorrelação e, conseqüentemente, o teste DF não é válido (uma vez que este postula que os resíduos sejam um ruído branco), pelo que houve necessidade de recorrer ao teste ADF para ultrapassar o problema.

É sabido, que a estatística de teste DW não é válida em modelos com variável endógena desfasada, como é o caso de modelos dinâmicos. Pelas limitações intrínsecas ao teste DW, recorre-se com frequência ao chamado teste de *Breusch-Godfrey* que permite testar a existência de autocorrelação de ordem p . Deste modo, dado que o teste ADF assume que a autocorrelação nos resíduos pode ser captada introduzindo um número de desfasamentos na variável endógena, para a série y_t foi suficiente a inclusão de um desfasamento, bem como para a série Δx_t . Para a variável y_t , a regressão ADF com um desfasamento, apresenta a estatística de teste para o coeficiente de interesse igual a $-2,118$, assumindo o correspondente ponto crítico, a um nível de significância de 5%, o valor aproximado de $-3,597$ (sendo suficiente a inclusão de apenas um “lag”, como foi referido). No entanto, e para a série Δx_t , é importante notar que ao aplicarmos o teste de *Breusch-Godfrey* com um desfasamento na regressão ADF, tendo em conta que a hipótese nula é a de ausência de autocorrelação, o valor da estatística de teste é igual a $3,80$, assumindo o correspondente ponto crítico o valor de $3,841$. Desta forma a hipótese nula não é rejeitada, contudo de uma forma fraca.

Em suma, pode dizer-se que y_t e Δx_t são variáveis integradas de primeira ordem, donde a equação (10) só fará sentido se as mesmas forem cointegradas (caso contrário, estaremos perante uma regressão espúria). Estes resultados vêm confirmar as conclusões já obtidas por Marques (1994), aquando da elaboração do artigo citado.

Como é sabido em pequenas amostras, como é o caso do presente estudo, os testes de raízes unitárias têm pouca potência. Assim, os resultados obtidos devem ser interpretados com alguma precaução. No caso concreto deste trabalho, os testes que postulam como hipótese nula a existência de uma raiz unitária não foram rejeitados, conclusão esta que pode ser fortalecida pela análise dos respectivos cronogramas das séries em causa.

Podemos passar à fase seguinte, que consiste na estimação das potenciais relações de cointegração entre as variáveis mencionadas.



4.4 Relações e testes de cointegração

O conceito de cointegração encerra em si próprio toda uma nova abordagem e metodologia na econometria, tendo a sua utilização possibilitado um vasto número de aplicações empíricas, principalmente no domínio das relações de equilíbrio de longo prazo. Ao longo desta secção apresentaremos como é que esta análise nos permite retirar conclusões acerca da existência ou não de uma Curva de Phillips para a economia portuguesa.

A forma mais habitual de testar a existência de uma relação de cointegração é efectuar um teste de raízes unitárias sobre os resíduos da regressão estática das variáveis (teste de Engle-Granger, ou “Augmented-Engle-Granger” se se considerar correlação serial nos resíduos). Uma outra forma, abordada mais adiante (secção 4.4.4), de testar a eventual cointegração é fazer recurso a um teste estatisticamente válido num modelo dinâmico. Assim, será necessário estimar o MCE respectivo e seguidamente testar a significância do coeficiente do termo que representa o erro de equilíbrio do período anterior.

Antes de nos centrarmos na obtenção e análise dos resultados práticos, é desde já importante referir que este trabalho segue de perto o estudo elaborado por Carlos Robalo Marques (1994), visando complementar (se possível) o seu trabalho e verificar em que medida as diferenças, fundamentalmente de carácter metodológico, das séries utilizadas são ou não relevantes em termos conclusivos¹¹.

¹¹ Note-se que as séries utilizadas por Marques (1994) não foram as produzidas recentemente pelo Banco de Portugal (séries longas para a economia portuguesa), mas sim as relativas à metodologia “antiga” menos abrangentes. Para a realização deste projecto, levado a cabo pelo Banco de Portugal, tiveram-se em conta as alterações metodológicas verificadas, incluindo conceitos, procedimentos, fontes estatísticas e o âmbito geográfico. A vertente “produção”, revelou-se muito complexa devido a profundas alterações metodológicas, particularmente importantes as mudanças observadas desde finais da década de oitenta.

4.4.1 - Testes de cointegração tendo em conta a experiência portuguesa recente

O período de estimação da potencial regressão estática de cointegração entre as duas variáveis mencionadas, está compreendido entre 1953 e 1997. Para cada regressão são apresentadas algumas medidas estatísticas, como os rácios- t (colocados em baixo dos coeficientes estimados), o coeficiente de determinação, R^2 , e os testes de cointegração já descritos (na maioria dos casos, o teste CRDW, EG e AEG).

Para o caso concreto de Portugal, começa-se por estimar a regressão estática de cointegração entre y_t e Δx_t , obtendo-se a seguinte equação¹²

$$y_t = 14,898 + 4,052 \Delta x_t \quad (11)$$

(82,96) (3,28)

$$R^2 = 0,21 \quad \text{CRDW} = 0,0866 \quad \text{EG} = -0,2594; \text{AEG}(1) = 0,3209; \text{AEG}(2) = 0,4625$$

O resultado do teste não permitiu rejeitar a existência de uma raiz unitária nos resíduos da regressão de cointegração, pelo que a hipótese nula (ausência de cointegração) não foi rejeitada. Por forma a tentar ultrapassar o problema, e seguindo Marques (1994), introduziu-se uma tendência linear na eventual regressão de cointegração, que pode ser justificada pelo facto da sua inclusão tornar o teste AEG invariante face ao termo constante. Assim, a introdução de um “trend” determinístico na regressão (11) permitiu obter

$$y_t = 14,287 + 0,0448 t + 0,659 \Delta x_t \quad (12)$$

(735,1) (67,4) (5,14)

$$R^2 = 0,99287 \quad \text{CRDW} = 0,3462 \quad \text{EG} = -2,0652; \text{AEG}(1) = -2,599; \text{AEG}(2) = -2,876,$$

¹² A concretização do teste AEG obriga à estimação da regressão genérica

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \lambda \hat{\varepsilon}_{t-1} + \alpha_1 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \alpha_2 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta \hat{\varepsilon}_{t-p} + \zeta_t,$$

ensaiaando a hipótese nula $H_0 : \lambda = 0$ através da habitual estatística de teste- t . Note-se que, no caso concreto, o número de desfasamentos utilizados foi $p=2$.

donde se conclui que não é possível rejeitar a hipótese de não estacionaridade dos resíduos da regressão estática (sendo o respectivo valor crítico de $-4,0027$), pelo que não podemos concluir pela existência de uma relação cointegrante entre as duas variáveis em análise. Este resultado vai ao encontro do comportamento dos resíduos da equação (12) (veja-se em Anexo 4 – gráfico nº3) .

Assim, a estimação das equações anteriores não permitem aceitar a hipótese de cointegração entre as variáveis. A ocorrência destes resultados leva-nos a concluir que, nos últimos anos em Portugal, não faz sentido especificar a Curva de Phillips de curto prazo através da equação genérica (10). Em Portugal, a relação output-inflação não conta “uma história” muito compatível com a Curva de Phillips clássica, já que estamos perante uma regressão “sem sentido”.

Como foi referido na exposição do capítulo anterior (vertente económica), o problema evidente consiste em saber que variáveis adicionais se devem introduzir no modelo (12), por forma a obtermos cointegração, estabelecendo deste modo uma possível relação entre as variáveis de interesse.

4.4.2 – Importância dos regressores adicionais e testes de cointegração

4.4.2.1 – Choques pelo lado da oferta: introdução dos preços do petróleo

A teoria económica prevê que os movimentos no produto real resultam, quer dos choques da procura quer da oferta e, como tal, a não consideração destes últimos na potencial regressão de cointegração pode ter consequências importantes sobre o estimador do “trade-off”. Dado o exposto, é do nosso interesse investigar qual o impacto dos choques da oferta nos resultados práticos obtidos. Os choques do lado da oferta na equação que traduz o eventual “trade-off” mais fáceis (e relevantes) de identificar, são os que resultam das variações dos preços do petróleo. Não é difícil perceber a extrema importância dos movimentos dos preços do petróleo como choques do lado da oferta, e o seu poderoso efeito sobre as flutuações no produto real, pelo menos no período amostral

considerado (que inclui os choques petrolíferos dos anos de 1973-1974, 1979-1980 e 1986). O nosso estudo vai considerar esta variável, tal como fez Marques (1994), introduzindo como regressor adicional o logaritmo dos preços do petróleo (simbolicamente z_t)¹³.

Antes de prosseguirmos, é importante analisar os cronogramas das séries z_t e Δz_t (veja-se Anexo 4 -gráficos nº4 e nº5, respectivamente), indiciando a falta de estacionaridade da série em estudo. Em simultâneo, foi realizado o teste específico acerca do comportamento da variável, e pela obtenção dos resultados empíricos (veja-se Anexo 3- ponto 1.3) foi possível concluir que z_t segue um processo integrado de primeira ordem. Nestas condições, a inclusão do regressor z_t em (12) conduziu à potencial regressão de cointegração que assume seguinte forma

$$y_t = 14,7749 + 0,04868t + 0,7734 \Delta x_t - 0,0405z_t \quad (13)$$

(350,58) (20,43) (4,63) (-2,63)

$R^2 = 0,9914$ CRDW = 0,7898 EG = -2,886; AEG(1) = -3,1366; AEG(2) = -4,09, estimada para o período amostral 1963-1997.

A um nível de significância a 5% o ponto crítico encontrado ronda o valor - 4,47, ao passo que tendo em conta a região crítica a 10% o ponto crítico assume (em termos absolutos) um valor inferior (-4,10045), sendo a cointegração, ainda, rejeitada. Contudo, e de acordo com as tabelas de MacKinnon (1991), o valor crítico para a eventual regressão de cointegração com uma tendência linear, três variáveis e 35 observações, para um nível de significância de 10% encontra-se muito próximo do valor da estatística de teste AEG(2).

A existência de cointegração é rejeitada pelo recurso ao teste AEG (apesar de uma forma fraca). Todavia, o andamento dos resíduos parecia indiciar um comportamento estacionário, indo ao encontro da evidência imposta pela teoria económica (veja-se Anexo 4 – gráfico nº6), contrariando o resultado obtido pelo teste estatístico apropriado.

¹³ A série relativa aos preços do petróleo tem início em 1963, restringindo o nosso período amostral. A mesma foi construída com base em informação cedida pelo Banco de Portugal, e aplicando as taxas de câmbio médias (usd/pte) foi possível converter os preços para a nossa unidade monetária.

Dado o exposto, outra razão que pode justificar a existência de cointegração entre as variáveis y_t , Δx_t e z_t , prende-se com o facto do coeficiente de interesse estimado na regressão de teste ($\gamma = -0,486$) ser significativamente diferente de zero. Deste modo, parece pouco claro rejeitar a existência de cointegração, apesar dos resultados dos testes efectuados apontarem para que não se possa rejeitar a hipótese nula.

4.4.2.2 – Introdução do grau de abertura da economia ao exterior e suas implicações nos resultados

Os resultados obtidos anteriormente, aliados ao nosso objectivo de verificar se existe um vector de cointegração mais alargado que comporte as variáveis adicionais que a teoria económica prevê e que estamos a analisar, levou a que se repensasse a relação estabelecida pela equação (13). Assim sendo, introduziu-se como variável explicativa adicional o logaritmo natural do “grau de abertura da economia ao exterior”¹⁴, simbolicamente, ga_t .

A importância desta variável pode justificar-se pelo facto do aumento do grau de abertura da economia ao exterior conduzir a que se passasse gradualmente a produzir cada vez mais produtos em que Portugal tem vantagens comparativas, ou seja, que se começasse a verificar um fenómeno de especialização da economia, aliada simultaneamente a uma alteração das preferências dos consumidores em direcção a bens importados.

Por forma a sermos coerentes com o trabalho realizado anteriormente, procedeu-se à realização dos testes mais utilizados sobre a presença de raízes unitárias. De acordo com os resultados empíricos obtidos, a evidência foi no sentido de concluir que o processo gerador da variável em análise era não estacionário, concretamente $ga_t \sim I(1)$ (para mais detalhes veja-se no Anexo 3 - ponto 1.4), pois se assim não fosse concerteza que os

¹⁴ Esta variável foi calculada pelo rácio das importações a preços correntes sobre o PIB. Como a ideia central ia no sentido de analisar se a sua inclusão permitia clarificar a existência de cointegração, juntamente com o facto da série obtida se aproximar bastante da mesma variável pela definição do Banco de Portugal, não houve necessidade de proceder a outras definições possíveis.

resultados a que chegássemos seriam inconclusivos. O resultado a que chegámos, pode ser facilmente comprovado pela visualização dos gráficos nº7 e nº8 . Neste contexto, e para o mesmo período amostral, a fim de se averiguar a existência de cointegração entre as variáveis em análise, obteve-se a seguinte regressão para o produto

$$y_t = 15,304 + 0,048 t + 0,671 \Delta x_t - 0,067 z_t + 0,283 ga_t \quad (14)$$

(68,82) (21,4) (4,188) (-3,746) (2,45)

$$R^2 = 0,992 \quad CRDW = 0,757 \quad EG = -2,72; \text{ AEG}(1) = -3,167; \text{ AEG}(2) = -3,25,$$

sendo o valor crítico correspondente, a um nível de significância de 5%, igual a -4,86.

Atente-se, pois, aos resultados obtidos com a nova especificação da eventual regressão cointegrante. Repare-se que o valor da estatística CRDW, bem como o coeficiente de determinação mantiveram-se praticamente inalterados. Assim, o resultado do teste AEG não permitiu rejeitar a existência de uma raiz unitária nos resíduos da regressão de cointegração, pelo que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Relembre-se que a inclusão de variáveis explicativas desnecessárias diminui a potência dos testes, sendo aconselhável (sempre que possível) introduzir tantos regressores no modelo quanto os existentes no processo gerador de dados. Assim sendo, e por ser recomendável seguir o princípio da parcimónia, ao não serem relevantes os resultados obtidos pela equação (14), não alterando o equilíbrio anterior das variáveis, considerou-se contraprodutivo a introdução desta variável adicional¹⁵.

4.4.3 – Testes de cointegração alternativos aplicados ao modelo estático de cointegração

Tendo em conta o conhecimento do contexto económico e a análise gráfica das variáveis, faz, portanto, todo o sentido proceder a testes de cointegração entre as variáveis

¹⁵ Apesar do grau de abertura da economia ao exterior ser importante no comportamento da economia portuguesa, é provável que a sua omissão, quando se esperava que a mesma seria imprescindível, seja mais gravosa num modelo do tipo “cross-section”, onde se elabora um estudo comparativo.

y_t , Δx_t e z_t , pois caso contrário corria-se o risco de se estimar uma regressão espúria, ao mesmo tempo que se investiga a relação de equilíbrio entre as mesmas.

Desta forma, a inversão das hipóteses de teste, ou seja, testar como hipótese nula a existência de cointegração contra a alternativa de ausência de cointegração, permitiu proteger a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis ao salvaguardar a hipótese nula. Lembre-se que Marques (1994) prossegue o seu trabalho com a hipótese de cointegração com base no teste de Shin.

Uma vez que a teoria económica postula essencialmente relações de longo prazo, parece ser de facto mais “natural” começar por admitir a existência de cointegração e verificar se a evidência empírica é ou não consistente com os dados. A lógica do teste de Shin é muito semelhante à do teste de Leybourne e McCabe (veja-se com mais detalhe na secção 2.3.5), representando uma extensão do teste KPSS. Os valores críticos encontram-se tabelados, e foram construídos através de simulação usando uma amostra de 2000 observações¹⁶.

Considerando a forma genérica da potencial regressão de cointegração, e para o mesmo período amostral

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \Delta x_t + \alpha_3 z_t + \varepsilon_t,$$

foi efectuado o teste de Shin. O valor da estatística de teste C_t (tendo em conta que o modelo inclui termo autónomo e um “trend” linear), no caso concreto da nossa aplicação empírica, é igual a 0,05. O valor crítico da tabela para um teste a 5% é 0,101 (valor que tem à sua esquerda 95% da probabilidade). Assim sendo, como $0,05 < 0,101$, a hipótese nula de cointegração não será rejeitada a um nível de significância de 5%.

Note-se que, pelo recurso ao teste AEG a cointegração é ainda rejeitada, mesma a um nível de significância de 10% (apesar do valor da estatística de teste se encontrar muito próximo do ponto crítico, sendo débil qualquer conclusão). Contudo, a teoria económica vai ao encontro da evidência obtida pelo teste de Shin.

¹⁶ Os valores críticos para o teste de cointegração de Shin, foram retirados da seguinte fonte: Y. Shin, 1994. “A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration”, *Econometric theory*, 10, pp.91-115.

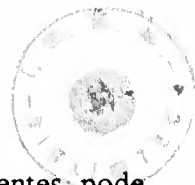
Neste âmbito, uma questão que importa mencionar prende-se com a potência dos testes de cointegração (nomeadamente, com a sua capacidade para identificar uma falsa hipótese nula). Assim, é recomendável que, na prática, para testar a existência de cointegração se calculem pelo menos dois testes com diferentes hipóteses nulas.

Tendo em conta os resultados obtidos até ao presente momento, lembrando que os testes de cointegração realizados postulam como hipótese nula relações inversas, recorreremos a testes alternativos.

Em alternativa aos testes AEG, Phillips e Ouliaris (1990) propuseram testes de cointegração não-paramétricos, na tentativa de eliminar o eventual problema de correlação serial. Alfred Haug em 1992¹⁷, calculou por simulação valores críticos para o teste em causa para amostras de 50, 100, 150, e 250 observações para os três tipos de regressão de cointegração (modelos sem termo autónomo, modelos com termo autónomo e modelo com termo autónomo e tendência linear). Para o nosso caso foi calculada a estatística de teste, cujo valor é aproximadamente igual a -30,911 (tendo em conta que nas tabela indicadas “m” corresponde à ordem do estimador de Newey-West). Todavia, nada se pode concluir com exactidão uma vez que os valores críticos apresentados pelos autores se referem, no mínimo, a uma amostra com 50 observações, tendo na prática pouca utilidade, já que a nossa amostra é composta por 35 observações. Apesar do exposto, pela consulta da tabela apropriada, para $T=50$ e $m=4$, o valor crítico correspondente (a um nível de significância de 5%) é de -23,73, fortalecendo a conclusão que haveramos chegado após a realização do teste de Shin, de que existe uma forte evidência de cointegração entre as variáveis em estudo.

Em suma, o resultado dos testes de cointegração é no sentido de evidência acerca da presença de uma relação cointegrante entre as variáveis y_t , Δx_t e z_t , já que nos testes que postulam como hipótese nula a ausência de cointegração esta não foi rejeitada, mas de uma forma “frágil”, ao passo que nos testes que postulam o inverso a relação de cointegração não é rejeitada.

¹⁷ Para mais detalhes veja-se Alfred A. Haug, 1992, “critical values for the z-Phillips-Ouliaris test for cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, pp.478-480.



Naturalmente a utilização de dois testes com hipóteses nulas diferentes pode conduzir a várias situações. Haverá forte evidência de cointegração se rejeitarmos a hipótese nula de ausência de cointegração e não pudermos rejeitar a hipótese nula de cointegração. No caso específico deste trabalho, pelo facto dos resultados não se encontrarem longe da situação exposta, bem como não nos deparamos com a situação em que ambas as hipóteses teriam de ser rejeitadas, não existem “sinais de alarme” que levem a por em causa a validade e utilidade do modelo considerado.

4.4.4 – Uma possível especificação da Curva de Phillips para Portugal e Modelos com Mecanismo Corrector de Erros (MCE)

A ligação entre os MCE e a cointegração, dada pelo Teorema da Representação de Granger, estipula que havendo cointegração haverá um erro de especificação se o modelo for apenas estimado em diferenças e não for introduzido o termo corrector do erro que traduz a existência de uma relação de equilíbrio entre as variáveis em causa. Não havendo cointegração, no entanto, o modelo deverá ser estimado com variáveis em diferenças, e portanto, não contém propriedades de longo prazo ou equilíbrio.

Neste contexto, e a fim de averiguar a existência de cointegração entre as variáveis, especificou-se um modelo dinâmico (com três desfasamentos das variáveis), uma vez que o modelo especificado em (10), para além de restritivo, não é adequado para representar uma eventual Curva de Phillips em Portugal. Assim sendo, e tendo em conta a seguinte equação genérica

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \alpha_3 \Delta y_{t-2} + \beta_0 \Delta^2 x_t + \beta_1 \Delta^2 x_{t-1} + \beta_2 \Delta^2 x_{t-2} + \gamma_0 \Delta z_t + \\ \gamma_1 \Delta z_{t-1} + \gamma_2 \Delta z_{t-2} + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 \Delta x_{t-1} + \mu_3 z_{t-1} + \varepsilon_t,$$

procedeu-se à estimação, para o período amostral 1967-1997, obtendo-se o seguinte resultado

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 6,547 + 0,0234 t + 0,6137 \Delta y_{t-1} + 0,1202 \Delta y_{t-2} + 0,45987 \Delta^2 x_t - 0,0973 \Delta^2 x_{t-1} - 0,0843 \Delta^2 x_{t-2} \\ & (3,63) \quad (3,569) \quad (3,161) \quad (0,697) \quad (3,968) \quad (-0,5028) \quad (-0,7031) \\ & + 0,00574 \Delta z_t - 0,01856 \Delta z_{t-1} + 0,0198 \Delta z_{t-2} - 0,442 y_{t-1} + 0,4522 \Delta x_{t-1} - 0,02915 z_{t-1} \quad (15) \\ & (0,0422) \quad (-1,245) \quad (1,302) \quad (-3,618) \quad (2,274) \quad (-1,9625) \end{aligned}$$

$$R^2=0,843 \quad DW= 2,205 \quad \hat{\sigma} = 1,5\%.$$

Note-se, dado o modelo (15), que os coeficientes $\beta_j, \gamma_j, \alpha_2, \alpha_3$ dizem respeito às variáveis estacionárias. O coeficiente de interesse (que representa o “trade-off” de curto prazo) é dado por β_0 . É importante realçar que a análise estatística, dado o modelo (15), torna-se na prática dificultada, uma vez que estamos perante variáveis em níveis. No caso de existir cointegração, estas variáveis, ao serem colineares, criam problemas na análise do seu comportamento individual. Antes de prosseguirmos o nosso estudo (na tentativa de especificação de uma eventual Curva de Phillips que “espelhe” o comportamento da economia portuguesa), considerou-se importante testar a existência de cointegração, directamente através do estudo da especificação dinâmica recorrendo ao teste *t*-MCE (também conhecido na literatura por testes de Boswijk).

Pelo recurso ao método dos mínimos quadrados, foi testado o modelo sem restrições (dado por (15)), bem como o modelo restrito, pela imposição da restrição da exclusão dos termos $t, y_{t-1}, \Delta x_{t-1}$ e z_{t-1} , procedendo-se de imediato ao cálculo da estatística de Wald. As distribuições assintóticas para os testes de Wald podem ser vistos como uma generalização das distribuições assintóticas das estatísticas de Dickey e Fuller, para o caso em que a estabilidade do modelo é testada tendo em conta o número de variáveis condicionadas (ou seja, as variáveis fracamente exógenas).

Os respectivos valores críticos encontram-se tabelados¹⁸, e na nossa aplicação empírica o ponto crítico a um nível de significância de 5% ronda o valor 23,33. O respectivo valor da estatística de teste é igual a 14,65, pelo que a hipótese nula de ausência de cointegração será rejeitada, resultado consistente com os obtidos anteriormente, indo ao encontro da evidência empírica.

Antes de prosseguirmos o nosso trabalho, na tentativa de especificar uma potencial Curva de Phillips para a economia portuguesa, é interessante referir que todos os testes estatísticos realizados até ao presente momento (concretamente os que visam testar a existência de cointegração, quer partindo de uma regressão estática ou mesmo recorrendo a um modelo dinâmico) se enquadram no método de estimação conhecido na literatura por método dos dois passos. Uma via alternativa a este método largamente aplicada, consiste em estimar o vector cointegrante directamente a partir da própria especificação dinâmica do modelo. O principal argumento a favor desta abordagem, conhecida por método de um só passo, prende-se com o enviesamento do estimador dos mínimos quadrados na regressão de cointegração.

Neste contexto, foi proposto um “novo” teste (enquadrado num sistema uni-equacional) que visa testar a existência de cointegração, de acordo com o qual se postula a exogeneidade (fraca) dos regressores face aos parâmetros de interesse. É conhecido na literatura por “teste-MCE” e baseia-se no estudo de significância do coeficiente OLS da variável endógena desfasada. Tendo em conta a especificação dinâmica do modelo, a correcção a efectuar consiste na inclusão de um número de “leads” suficientes dos regressores do modelo¹⁹.

De acordo com este processo, o coeficiente corrector do erro é estimado pelo método OLS num modelo dinâmico sem restrições. A estatística de teste MCE pode ser obtida, tendo por base um modelo genérico na forma

¹⁸ Veja-se H. Peter Boswijk, 1994, “Testing for an unstable root in conditional and structural error correction model”, *Journal of Econometrics*, vol.63, nº1, pp.37-60.

¹⁹ Para mais detalhes veja-se Banerjee A., Dolado J. J., Mestre R., 1998, “Error-correction mechanism test for cointegration in a single-equation framework”, *Journal of Time-Series Analysis*, vol.19, nº3, pp265-83.

termos relativos ao último desfasamento que aparece em níveis. A partir da equação anterior é imediato reconhecer que os multiplicadores de longo prazo se podem obter a partir dos coeficientes associados às variáveis em níveis (y_{t-1} , Δx_{t-1} e z_{t-1}). A reparametrização de Bardsen tem a vantagem de poder separar a dinâmica de curto prazo dos efeitos de longo prazo. Todavia, e na prática, coloca-se a questão de se saber como se pode estimar o modelo (16), pois enquanto que o modelo (15) pode ser estimado pelos mínimos quadrados ordinários, o mesmo não sucede com o modelo (16), dada a não linearidade nos parâmetros.

No nosso trabalho empírico a estimação, pelos mínimos quadrados da equação (16), conduziu, após um processo de simplificação e reparametrização, à selecção do seguinte modelo para o período amostral de 1964-1997

$$\Delta y_t = 4,35 + 0,0182 t + 0,423 \Delta^2 x_t - 0,286 y_{t-1} + 0,587 \Delta x_{t-1} - 0,045 z_{t-1} - 0,041 d1_t \quad (17.1)$$

(3,72) (4,59) (4,91) (-3,61) (6,19) (-6,13) (-4,08)

$$R^2 = 0,745 \quad DW = 1,24 \quad \hat{\sigma} = 1,7\%.$$

A estimação do modelo dinâmico dado por (17.1), na forma MCE, resultou na regressão

$$\Delta y_t = 4,367 + 0,31117 \Delta^2 x_t - 0,3552 [y_{t-1} - 1,653 \Delta x_{t-1} + 0,126 z_{t-1} - 0,05 t_{t-1}] - 0,0178 d1_t \quad (17.2)$$

(10,58) (3,043) (-3,349) (-1,467)

$$R^2 = 0,50 \quad DW = 0,845 \quad \hat{\sigma} = 2,3\%.$$

onde o estimador do “trade-off” é dado por $\hat{\beta}_0 = 0,31317$.

É importante referir que ao longo dos últimos anos a economia mundial esteve sujeita a mais provações do que em qualquer outro momento do pós-guerra. O sistema económico internacional foi abalado por choques petrolíferos, nomeadamente em 1973 e em 1979. Os países industrializados (nos quais Portugal se integra) eram já vítimas da inflação: foram atingidos “em cheio” pela explosão dos preços energéticos.

Neste contexto, e dada a importância dos choques pelo lado da oferta agregada, a variável dl_t , representa uma variável “dummy” que toma o valor 1 em 1973, 1974, 1975, 1977 e 1989 (assumindo o valor 0 nos restantes anos). O objectivo principal da inclusão desta variável artificial, pode ser visto como uma variável tendente a ajudar a fixação dos restantes parâmetros do modelo, podendo ainda fazer reflectir choques adicionais da oferta agregada. Todavia, e tendo em conta os resultados a que chegámos, em comparação ao estudo elaborado por Marques (1994), a inclusão da “dummy” não alterou significativamente as conclusões às quais já haveramos chegado (sem a sua introdução), para além do coeficiente que lhe está associado não ter significado estatístico. Deste modo, constata-se que a especificação do modelo dado por (17.2) não é a mais adequada.

Atente-se aos resultados da estimação do modelo, constatando-se que o coeficiente de determinação baixa substancialmente, sofrendo um acréscimo o coeficiente de variabilidade da regressão. Tudo somado, parece haver evidência de que é possível melhorar o modelo (17.2) através de uma especificação diferente, na tentativa de encontrar uma eventual Curva de Phillips representativa do comportamento das variáveis de interesse.

Contudo, e antes de prosseguirmos por forma a concretizar o objectivo fundamental do trabalho, coloca-se neste momento uma questão crucial ao modelo (17.2) que se prende com o facto de se saber se este se apresenta estável, ou, se pelo contrário, revela instabilidade que leve a admitir problemas de especificação. Todavia, a estabilidade do modelo implica que o erro de desequilíbrio é um processo estacionário, ainda que y_t , Δx_t e z_t sejam $I(1)$. Deste modo, uma forma de testar a existência de cointegração passa por analisar a estabilidade do modelo. Neste contexto, é importante fazer referência que na aplicação do teste t -MCE (com o objectivo de testar a existência de cointegração), quer enquadrado numa abordagem em dois passos como num só passo, a estimativa resultante do coeficiente corrector do erro estava compreendida no intervalo $[-1, 0]$ (sendo a estimativa de μ_1 igual a $-0,286$ e $-0,3552$, respectivamente).

Para além do exposto, as estimativas dos parâmetros do modelo (17.2), para os últimos anos do período amostral, permitiu concluir que o mesmo não apresentava alteração de estrutura. Contudo, esta situação é obtida com a “ajuda” da inclusão da variável artificial, que pode, ela própria, ser vista como um sinal de quebra de estrutura. Apesar de no período de 1977 a 1983 Portugal ter sido vítima de elevadas taxas de inflação, a evolução do coeficiente que traduz a relação de curto prazo entre o produto e inflação apresenta um comportamento estável. Antes de prosseguir, convirá referir a importância da análise gráfica (veja-se em Anexo 4 – gráf. nº 9, nº10 e nº11) permitindo visualizar o comportamento dos coeficientes de interesse, sustentando o exposto.

Após estes resultados, parece haver evidência clara, e retomando o nosso objectivo central, que podemos melhorar o modelo (17.2) através de uma especificação alternativa que leve em conta, por exemplo, a possibilidade de a relação de curto prazo produto-inflação depender explicitamente da taxa de inflação, seja π , e da variabilidade da procura nominal, simbolizada por ω , de acordo com a teoria descrita na secção 3.5 (vertente económica).

Contudo, a introdução destes efeitos num modelo como o apresentado em (17.2) revela-se problemática se comparada com um modelo do tipo (10). O modelo (17.2), utilizando a notação genérica do modelo (15) pode ser escrito como

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_0 \Delta^2 x_t + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 \Delta x_{t-1} + \mu_3 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1^* \Delta x_{t-1} + \mu_1 y_{t-1} + \mu_3 z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (19)$$

onde se tem a relação $\beta_1^* = \mu_2 - \beta_0$ ²⁰.

²⁰ Pelo modelo (19), a relação é estabelecida do seguinte modo: $\beta_0 \Delta^2 x_t + \mu_2 \Delta x_{t-1} = \beta_0 \Delta(x_t - x_{t-1}) + \mu_2 \Delta x_{t-1} = \beta_0 \Delta x_t - \beta_0 \Delta x_{t-1} + \mu_2 \Delta x_{t-1} = \beta_0 \Delta x_t + (\mu_2 - \beta_0) \Delta x_{t-1} \Rightarrow \beta_1^* = \mu_2 - \beta_0$. Esta relação de igualdade é apresentada na equação (19).

conclusões finais dependem fortemente da forma como se calcula esta variável (que visa traduzir a variabilidade da procura nominal)²¹, e naturalmente do período amostral.

Prosseguimos o nosso trabalho, substituindo as equações genéricas de β_{0t} e β_{1t}^* no modelo (18) e reparametrizando-o como em (15), foi especificado o seguinte modelo

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 \Delta^2 x_t + \delta_3 \Delta(\pi \Delta x)_t + \delta_4 \Delta(\pi^2 \Delta x)_t + \delta_5 \Delta(\omega \Delta x)_t + \delta_6 \Delta(\omega^2 \Delta x)_t + \\ & + \delta_7 y_{t-1} + \delta_8 \Delta x_{t-1} + \delta_9 (\pi \Delta x)_{t-1} + \delta_{10} (\pi^2 \Delta x)_{t-1} + \delta_{11} (\omega \Delta x)_{t-1} + \delta_{12} (\omega^2 \Delta x)_{t-1} + \\ & + \delta_{13} z_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (21)$$

onde, após o resultado da estimação do modelo, se obteve a nova especificação dada por

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 3.217 + 0.0139t + 0.6681\Delta^2 x_t - 0.1944\Delta(\omega \Delta x)_t + 0.02279\Delta(\omega^2 \Delta x)_t - 0.2107y_{t-1} \\ & (2.39) \quad (2.89) \quad (3.16) \quad (-2.09) \quad (2.21) \quad (-2.32) \\ & + 0.89104\Delta x_{t-1} - 0.21755(\omega \Delta x)_{t-1} + 0.0248(\omega^2 \Delta x)_{t-1} - 0.3627z_{t-1} - 0.0607d2_t, \\ & (5.12) \quad (-2.81) \quad (2.68) \quad (-4.16) \quad (-3.39), \end{aligned} \quad (22)$$

com $R^2 = 0.81$ $DW = 1.8$ $\hat{\sigma} = 1.7\%$.

Após a estimação do modelo genérico dado por (21), verificou-se que os coeficientes associados aos regressores compostos por π e π^2 vêm não significativos, donde se conclui que a relação de curto prazo entre o produto real face às variações da procura nominal não se apresenta sensível à taxa de inflação.

O modelo final retido, seleccionado para o período amostral 1963-1997, após a sua estimação vem dado por

²¹ Pelo facto da variável ω ser calculada desta forma, implica a perda de algumas observações, tendo influência nos resultados finais. Por outro lado, foi feito recurso ao processo de cálculo das médias móveis por forma a centrarmos a série ao longo do período amostral.

$$\Delta y_t = 2.79 + 0.73151\Delta^2 x_t - 0.2056\Delta(\omega \Delta x)_t + 0.02279\Delta(\omega^2 \Delta x)_t \quad (23)$$

(10.39) (3.304) (2.19) (2.319)

$$- 0.3448 [y_{t-1} - 2.58 \Delta x_{t-1} + 0.6308 (\omega \Delta x)_{t-1} - 0.072 (\omega^2 \Delta x)_{t-1} + 0.105 z_{t-1} - 0.04 t_{t-1}] - 0.061 d2_t$$

(-2.92) (3.38)

verificando-se que as estimativas recursivas para os parâmetros do modelo (23) não revelam sintomas de instabilidade, nomeadamente a partir de 1984. A análise gráfica (veja-se Anexo 4-gráficos nº16 a nº19) permite verificar que no período de 1978-1995 o coeficiente associado ao termo corrector do erro apresenta um andamento estável. Contudo, os coeficientes associados aos regressores $\Delta^2 x_t$, $\Delta(\omega \Delta x)_t$ e $\Delta(\omega^2 \Delta x)_t$ apresentam sintomas de instabilidade no período compreendido entre 1978 e 1984. Os “picos” que caracterizam o comportamento dos coeficientes das variáveis referidas podem ser justificados, para além dos episódios históricos que marcaram a economia portuguesa (e já mencionados), pelo facto da construção do PIB a preços de mercado (na óptica da produção) se ter baseado numa metodologia distinta em confronto com a utilizada no trabalho desenvolvido por Marques (1994) (para mais detalhes consulte-se o volume II-notas metodológicas das Séries Logas do Banco de Portugal, que descreve de uma forma exaustiva o procedimento utilizado).

Assim, é possível que a obtenção de resultados diferentes, face aos inicialmente previstos, se possam explicar pela razão citada condicionando o objectivo inicial proposto. Todavia, pode dizer-se que o modelo retido representado pela equação (23), apesar de não se ajustar totalmente à realidade económica, permite caracterizar a evolução do comportamento do produto real a choques da procura nominal para a realidade portuguesa, essencialmente nos últimos anos da amostra.

No quadro abaixo apresentam-se os valores da relação produto-inflação (coeficiente β_0) de acordo com a equação (23), juntamente com a série representativa da variabilidade da procura agregada e a taxa de inflação.

Evolução do “trade-off” de curto prazo entre o produto e a inflação

	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95
β_0	0.31	-0.31	1.36	1.39	1.41	1.36	1.06	0.88	0.85	0.80	0.79	0.73	0.77	0.79	0.79	0.75	0.73	0.73
ω	3.96	5.93	4.52	5.07	5.26	5.04	3.39	3.82	2.33	1.82	2.12	2.86	2.6	3.37	4.46	4.10	3.87	3.99
π	22.0	24.2	16.6	20.0	22.4	25.5	29.3	19.3	11.7	9.4	9.6	12.6	13.4	11.4	8.9	6.5	5.2	4.1

Em suma, o modelo (23) sugere que em Portugal a relação de curto prazo entre o produto e a inflação depende da variabilidade da procura nominal, mas não se revela sensível ao nível da inflação.

Convirá, contudo, atender que as conclusões quanto à ausência de efeitos, poderão estar dependentes da forma como a série representativa da procura nominal foi construída, tendo em conta as diferenças de carácter metodológico, conduzindo à obtenção de resultados opostos quando confrontados com os retidos por Marques (1994). Note-se, que em nenhuma estimação que tivesse em conta a taxa de inflação (e a sua conjugação com o regressor Δx_t), se obteve coeficientes com significado estatístico.

Tal como pretendia Marques (1994), este trabalho visava a comparação (para a economia portuguesa), em termos empíricos, dos modelos preconizados por Lucas (1973) e por BMR (1988), acerca da eventual relação de curto prazo entre o produto interno e a inflação. As duas abordagens teóricas distinguem-se pelo facto de no caso do modelo BMR (1988) se atribuir um papel preponderante, quer à taxa de inflação, quer à variabilidade da procura, na determinação do “trade-off” para explicar a sensibilidade do produto real a variações na procura nominal.

Os resultados obtidos no nosso trabalho empírico não vão ao encontro da tese desenvolvida por BMR (1988), uma vez que nos modelos estimados a taxa de inflação não apresentou um papel determinante na relação de curto prazo produto-inflação, o que não aconteceu com a variabilidade da procura nominal agregada.

Importa fazer referência que os resultados obtidos vão no sentido oposto aos encontrados no estudo realizado por Marques (1994), de acordo com os quais, sendo a inflação uma variável que afecta a susceptibilidade a choques na oferta, o seu efeito não

deixará de se sentir. Todavia, e apesar da evidência justificar que a variabilidade da procura nominal é significativa, foi possível verificar que o coeficiente que mede o eventual “trade-off” se manteve constante ao longo do período em análise, mesmo após a década de 70 (durante a qual se atingiram níveis elevados da inflação). Neste sentido, este trabalho parece ser consistente com os resultados obtidos por Judd e Beebe (1993), uma vez que preconizadas políticas desinflationistas no período após a década de 70, não foi possível considerar um comportamento desviante do coeficiente β_0 , pelo menos com significado estatístico.

A perspectiva apresentada, vai assim ao encontro da tradição neoclássica, segundo a qual os agentes económicos não sofrem de ilusão monetária, e a inflação é tida como uma variável exógena e não determinante. Apesar da nossa economia “contar uma história” inflacionista, a taxa de inflação não se apresentou relevante por forma a validar o aparato teórico subjacente à relação preconizada pela Curva de Phillips.

4.4.5 – Aplicação do método de Johansen

Como referenciado na primeira parte do trabalho, uma das vantagens do método de Johansen, para além de se basear na função de máxima verosimilhança, permite encontrar todos os possíveis vectores cointegrantes entre um determinado conjunto de variáveis, no caso vertente entre y_t , Δx_t e z_t .

Uma questão prévia, que se coloca na prática, prende-se com a determinação da ordem do processo vectorial autorregressivo que melhor representa o conjunto das séries, uma vez que a determinação de k pode afectar o valor das estatísticas de teste e deste modo a determinação do espaço de cointegração. Contudo, existe alguma indicação para ultrapassar o problema do número de desfasamentos, já que se houver sobreparametrização implica uma perda de potência ao passo que se houver subparametrização pode conduzir a resultados espúrios.

Genericamente, considere-se que x_t segue um processo VAR de ordem k (desconhecido) com a seguinte representação em mecanismo corrector do erro

$$\Delta x_t = \mu + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \Psi D_t + \varepsilon_t,$$

onde

$$x = \begin{bmatrix} y \\ \Delta x \\ z \end{bmatrix}, \quad \Gamma_{3 \times 3} \quad \Pi_{3 \times 3}, \quad \varepsilon_t \sim IN(0, \Lambda)$$

designam respectivamente o vector das variáveis do modelo, matrizes de parâmetros desconhecidos e, por fim a variável residual *gaussiana*.

Note-se que o modelo exposto distingue-se de um VAR tradicional nas primeiras diferenças por incluir o termo Πx_{t-1} . A matriz Π , de dimensão (3×3) , é conhecida por matriz cointegrante, contendo toda a informação de longo prazo.

O método proposto por Johansen consiste, fundamentalmente, num teste sobre a característica da matriz Π , designada por r a que se poderá chamar característica (ou ordem) de cointegração. Se esta matriz possuir característica completa, $r=3$, o sistema será estacionário em níveis; se $r=0$, será estacionário em diferenças, o que significa que não há uma relação entre as variáveis no longo prazo. Entre estes dois extremos encontra-se a hipótese de interesse a testar

$$\Pi = \gamma \alpha', \quad \text{com } \gamma_{3 \times r} \text{ e } \alpha_{3 \times r}$$

ou seja, as variáveis estão cointegradas, existindo r vectores de cointegração correspondentes às colunas da matriz α .

Assim, e numa fase inicial, investigou-se a ordem do VAR a tomar, tendo-se chegado à conclusão de que eram suficientes dois desfasamentos para tornar os resíduos das equações não autocorrelacionadas e aproximadamente com distribuição normal. A selecção de k efectuou-se de acordo com as hipóteses sobre os resíduos. Para testar a ausência de autocorrelação utilizou-se a estatística $LM = T R^2 \sim \chi^2(k)$ e para a normalidade o teste BJ de Bera e Jarque proposto em 1980, que se baseia nas propriedades do enviesamento e da curtosis. Sob a hipótese nula de normalidade este teste tem uma distribuição de χ^2 com dois graus de liberdade, isto é, $BJ \sim \chi^2$, cujo ponto crítico, a um nível de significância de 5%, é aproximadamente 5,9.

Na prática, o teste de cointegração de Johansen é pois um teste sobre a característica da matriz Π . A estimação de máxima verosimilhança do modelo indicado sujeita à restrição contida na hipótese nula permite obter as estimativas dos valores próprios que se ordenam de forma a que $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3$, permitindo construir, para $r = 0, 1, 2$, as estatísticas de teste

$$LR(r/n) = -2(L_{CR} - L_{SR}) = -32 \sum_{i=r+1}^3 \ln (1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$L(r/r+1) = \lambda_{\max} = -2[L(r) - L(r+1)] = -32 \ln (1 - \hat{\lambda}_{r+1}),$$

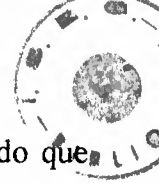
cujos valores se apresentam no quadro que se segue.

Valores próprios	H_0	H_1	Teste do traço		Teste λ -máx	
			Valor da Estatística	Ponto Crítico	Valor da Estatística	Ponto Crítico
$\lambda_3 = 0.053$	$n-r = 1$ ou $r \leq 2$	$r \geq 3$	1.748	3.74	1.748	3.74
$\lambda_2 = 0.267$	$n-r = 2$ ou $r \leq 1$	$r \geq 2$	11.698	18.17	9.939	16.87
$\lambda_1 = 0.358$	$n-r = 3$ ou $r = 0$	$r \geq 1$	25.904	34.55	14.180	23.78

Os valores críticos dependem do tratamento a dar ao termo independente. No caso concreto, e atendendo ao estudo prévio individual das séries, optou-se pela estimação livre de μ , o que pressupõe uma tendência linear nas séries em níveis. Neste caso, os valores críticos consultados dizem respeito ao modelo com tendência linear não restrita, que se encontram tabelados²².

Assim, a estimação do modelo conduziu aos resultados apresentados na tabela. Pela sua análise podemos começar com a hipótese em teste $r \leq 1$. Usando a estatística do traço temos $LR(1/3) = 11.69$, sendo o quantil correspondente a 95% igual a 18.17 não

²² Para mais detalhes veja-se M. Ostermald-Lenum, 1992, "A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 3, p.461-72.



sendo significativo. Desta forma, não parece haver evidência de que exista mais do que um vector cointegrante. Se testarmos a hipótese $r = 0$ ($n - r = 3$) obtemos o valor para a estatística do traço de 25.904 que não é significativa a 5% (só o é no quantil correspondente a 50%).

Se agora aplicarmos o teste do máximo valor próprio e testarmos a hipótese $r=0$ contra $r \leq 1$ temos

$$L(0/1) = \lambda_{\max} = -2[L(0) - L(1)] = -32 \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 14.18,$$

pelo que a hipótese nula não é rejeitada, uma vez que LR(0/1) não é significativa. Este resultado indica que o maior valor próprio não é suficientemente elevado para que a estatística de teste (com $r = 0$) o considere significativo, nem mesmo ao nível de 10%.

Porém, Johansen e Juselius (1990) sugerem que neste tipo de testes é aconselhável considerar níveis de significância superiores aos habituais. Para além do exposto, é importante referir que, no caso concreto em análise, o número de observações é relativamente pequeno dificultando a obtenção de um valor máximo consistente com a evidência sugerida pela teoria económica (não se podendo validar as conclusões anteriormente retiradas acerca da possibilidade de existência de cointegração).

Em suma, considera-se, que apesar desta análise não ser conclusiva, caso exista cointegração entre as variáveis de interesse, o vector cointegrante deverá ser único.

V. CONCLUSÕES

A tentativa de modelizar a relação de curto prazo entre o produto e a inflação pode ser vista como um pequeno acréscimo ao trabalho empírico desenvolvido nesta área, e poderá ser ainda mais desenvolvido com a consideração de séries adicionais.

Nunca é demais referir que a inferência estatística clássica usada no âmbito dos estudos econométricos é aplicável apenas a variáveis estacionárias. A evidência de tendências nas séries económicas conduz a um aparente dilema: continuar a admitir o pressuposto de estacionaridade correndo o risco de regressões desprovidas de sentido (regressões espúrias), ou colocá-lo em evidência recorrendo aos modelos tipo ARIMA ou VAR, onde ao utilizar variáveis em diferenças se perde a eventual informação de longo prazo contida nas variáveis em níveis.

Este dilema foi resolvido pela introdução do conceito da cointegração: pode existir uma combinação linear estacionária de variáveis não estacionárias, a qual corresponde à relação de longo prazo, e para a qual as variáveis tenderão através de um mecanismo corrector do erro.

A análise da cointegração veio a um tempo constituir a ponte entre a econometria clássica e o estudo de séries temporais na linha de Box e Jenkins (1970), e contribuir para reconciliar a teoria económica com a prática econométrica. A ciência económica informa geralmente sobre relações de equilíbrio mas pouco sobre o tipo de ajustamento, enquanto que a prática econométrica desde cedo se socorreu de variáveis desfasadas para conseguir melhores modelos.

A análise de cointegração permite um teste directo a esse tipo de relações de equilíbrio propostas pela teoria económica, verificando se as variáveis em questão estão cointegradas, e fornece uma base consistente para a sua inclusão num modelo dinâmico que satisfaça os usuais critérios estatísticos.

Tendo em conta estas propriedades, é natural que o conceito de cointegração tenha sido profícuo em desenvolvimentos teóricos e aplicações práticas.

Neste trabalho pretendeu-se aplicar a metodologia de cointegração à relação entre o produto e inflação em Portugal. Os dois primeiros pontos abordados no trabalho (ponto II.1 e II.2) são o resultado de uma pesquisa bibliográfica realizada no âmbito da teoria econométrica relacionada com as raízes unitárias e cointegração. De seguida, apresentaram-se os fundamentos teóricos e abordagens empíricas do eventual “trade-off” de curto prazo entre o produto e a inflação. Desta análise emergiram os instrumentos a aplicar no capítulo IV à estimação concreta de uma potencial relação entre as variáveis em análise.

Da primeira parte do trabalho destacam-se os conceitos de estacionaridade, integração e cointegração. Dentro das séries não estacionárias, têm especial interesse as séries integradas, ou seja, as que podem atingir a estacionaridade após uma ou mais diferenciações. O estudo efectuado atribuiu especial relevo às séries integradas de primeira ordem, por parecerem mais representativas da maioria das séries económicas, nomeadamente das utilizadas na relação postulada pela Curva de Phillips.

Relativamente aos resultados dos testes de raízes unitárias, é necessário proceder com algum cuidado na sua interpretação pois, quando o processo gerador dos dados é composto por componentes de médias móveis com raízes próximas da unidade, os testes de significância individual podem apresentar dimensão real superior à dimensão nominal, o que significa que pode existir um enviesamento no sentido de se rejeitar a hipótese nula quando a mesma é verdadeira. O facto de poder haver um enviesamento não significa que o teste seja desprovido de significado e que, consequentemente, a sua aplicação não tenha utilidade prática. Pelo contrário, sabe-se que ele manifesta bom desempenho para as hipóteses que foi desenvolvido (especificamente para processos autoregressivos de ordem finita). A generalização da sua aplicação terá de ser feita com cautela, nomeadamente através da obtenção da ordem dos desfasamentos da variável dependente, necessária à eliminação da eventual autocorrelação existentes nos termos de perturbação.

Relativamente à presença de relações de cointegração, note-se que o resultado do teste AEG não permitiu rejeitar (embora de uma forma “fraca”) a hipótese nula de ausência de cointegração entre as variáveis y_t , Δx_t e z_t . Pelo contrário, o teste t -MCE aponta para a existência de cointegração entre aquelas três variáveis, bem como o ensaio de hipóteses que postula como hipótese nula a existência de cointegração. O facto dos testes chegarem a resultados diferentes não é totalmente surpreendente, já que o teste de cointegração baseado na regressão estática impõe uma restrição de factores comuns que, quando não verificada, conduz à diminuição da potência do teste AEG.

Por fim, refira-se que o modelo estimado para explicar o “trade-off” de curto prazo entre produto-inflação, com mecanismo corrector do erro, apesar de limitado pelo conjunto de informação disponível e não ser considerado “ideal”, não parece desprovido de sentido prático. Todavia, apesar do modelo retido se apresentar estável nos últimos anos do período amostral, qualquer inversão deste modelo, ou mesmo a utilização de séries construídas com base em metodologias diferentes conduz a resultados distintos, no caso concreto até opostos às conclusões retiradas por Marques (1994), o que terá naturalmente efeitos ao nível da condução da política económica. Daí que seria útil continuar a investigar este assunto, através da tentativa de recolha de dados mais fidedignos, séries temporais mais longas, inclusão de outras variáveis explicativas do eventual “trade-off” de curto prazo entre output-inflação, tendo presente que as diferenças de carácter metodológico na construção das séries obriga a alguns cuidados a ter na interpretação dos resultados. A clarificação destas questões poderá ser determinante para as opções a tomar quanto às políticas económicas.

Em suma, para tentar compreender o binómio output-inflação em Portugal a abordagem deverá incorporar outros elementos além de os que a Curva de Phillips considera. Seria interessante combinar outras análises desenvolvidas na literatura (como sejam, por exemplo, a teoria da “hysteresis” e do “search unemployment” desenvolvidas por Phelps) com a Curva de Phillips tradicional, por forma a encontrar explicações alternativas e mais conclusivas.

ANEXOS

ANEXO 1

Descrição sumária das séries

Quadro 1

Descrição das Séries	Periodicidade	Amostra	Fonte Previligiada
Produto Interno Bruto a preços de 1990 (em milhões de escudos)	Anual	1953 a 1997	Banco de Portugal
Território: continente e regiões autónomas			
Produto Interno Bruto a preços correntes (em milhões de escudos)	Anual	1953 a 1997	Banco de Portugal
Território: continente e regiões autónomas			
Preços do Petróleo (em escudos)	Anual	1963 a 1997	Banco de Portugal E Direcção-Geral de Energia
Unidade de medida: barril			
Importações Totais (em milhões de escudos)	Anual	1953 a 1997	Banco de Portugal
Território: continente e regiões autónomas			
Grau de Abertura da Economia ao exterior	Anual	1953 a 1997	Banco de Portugal
Território: continente e regiões autónomas			
Taxa de Inflação (s/habitação)	Anual	1963 a 1997	INE
Território: continente e regiões autónomas			

O quadro 1 faz o resumo das séries analisadas ao longo do capítulo IV, tendo as mesmas uma periodicidade anual.

A série Produto Interno Bruto a preços de 1990 é uma série construída, uma vez que a série original é a de preços correntes. Quer para a primeira, como para a segunda série, a fonte fundamental consistiu nas séries longas produzidas pelo Banco de Portugal (em suporte informático), cuja periodicidade é de 1953 a 1993. A partir desta data (e até ao ano de 1997), foi-me, gentilmente, concedida informação suplementar, pelo Banco de Portugal, e através da taxa de volume e do deflator do PIB foi possível obter as séries até ao ano pretendido.

A série dos preços de mercado do petróleo, era originalmente medida em US\$/barril. Após a cedência da série das taxas de câmbio médias anuais (dólar dos EUA) pelo Banco de Portugal, obteve-se a série de preços do petróleo em escudos. A série obtida foi comparada com informação suplementar da Direcção Geral de Energia e, ao não se apresentarem divergências significativas, não foi posta em causa. Note-se que não foi utilizada a informação cedida pela DGE, pelo facto de nalguns anos (principalmente nos primeiros) existirem algumas dúvidas quanto à qualidade e fiabilidade dos dados.

Quanto à taxa de inflação, foi necessário construir a série do Índice de Preços do Consumidor excluindo a habitação (base 1991), através de informação recolhida no INE, nomeadamente no Departamento dos Sectores Institucionais (Serviço de Estatísticas das Famílias), permitindo a compatibilização das séries (referentes a bases diferentes).

Simbologia

Como já foi referido, a maioria das séries foram previamente logaritimizadas. A simbologia utilizada no trabalho empírico foi a seguinte:

y = Logaritmo natural da variável “Produto Interno Bruto a preços de 1990” ;

x = Logaritmo natural da variável “Produto Interno Bruto a preços correntes”;

z = Logaritmo natural da variável “Preços do petróleo” ;

ga = Logaritmo natural da variável “Grau de Abertura da economia ao exterior”;

π = variável relativa à “Taxa de Inflação”;

ω = variável relativa à “medida da variabilidade da procura nominal”.

ANEXO 2

Séries anuais utilizadas

Quadro 2

Anos	PIBreal	PIBnominal	Preç. Petróleo	Import. Totais	Grau abert	Tx. inflação	Volatilidade proc. nom
1953	1687860,48	58993,00		9761	0,165		
1954	1775257,82	62563,61		10335	0,165		
1955	1830139,56	65446,51		11712	0,179		
1956	1896113,96	69942,60		12993	0,186		
1957	1983668,06	74250,42		14694	0,198		1,36
1958	2103867,67	79190,67		14085	0,178		1,14
1959	2187845,20	84042,15		13965	0,166		0,79
1960	2292677,94	88993,66	55,331	15969	0,179	2,7	3,67
1961	2374759,95	92647,90	63,505	19430	0,210	1,9	5,62
1962	2624915,95	103986,81	63,954	17122	0,165	2,6	6,15
1963	2726479,72	107437,72	64,113	19143	0,178	1,8	6,76
1964	2892215,24	116626,08	64,270	22691	0,195	3,5	8,23
1965	3165400,60	135681,49	64,178	26997	0,199	3,4	7,72
1966	3311319,77	144812,20	64,279	30220	0,209	5,3	6,68
1967	3450893,85	162217,15	64,318	32012	0,197	5,3	6,29
1968	3628057,32	175431,71	64,064	35862	0,204	6,0	5,79
1969	3719187,38	188228,51	63,693	38957	0,207	9,0	3,71
1970	4037530,53	212358,24	63,835	46472	0,219	6,4	3,28
1971	4464873,98	245768,15	90,214	54439	0,222	11,9	2,25
1972	4932846,24	289954,51	97,663	62195	0,214	10,6	2,01
1973	5181921,24	342816,71	104,189	76003	0,222	13,1	1,85
1974	5340484,20	405744,44	328,290	120379	0,297	25,1	2,06
1975	5077973,35	469776,41	293,747	102032	0,217	15,2	3,62
1976	5209548,75	561947,34	397,210	133779	0,238	20,0	4,41
1977	5544387,93	722256,72	547,762	192615	0,267	27,4	4,45
1978	5906085,92	893364,46	626,548	232854	0,261	22,0	3,96
1979	6346330,30	1135904,65	1570,934	335995	0,296	24,2	5,93
1980	6678842,80	1476316,02	1896,852	487242	0,330	16,6	4,52
1981	6870969,68	1773725,53	2257,523	630474	0,355	20,0	5,07
1982	7073467,78	2144820,22	2655,999	779668	0,364	22,4	5,26
1983	7207428,32	2740339,07	3304,562	922932	0,337	25,5	5,04
1984	7187324,51	3365098,82	4216,042	1182838	0,352	29,3	3,39
1985	7345284,74	4131014,10	4656,886	1355907	0,328	19,3	3,82
1986	7613863,24	5048500,89	2169,008	1472597	0,292	11,7	2,33
1987	8212593,28	5948431,86	2583,784	2000392	0,336	9,4	1,82
1988	8683753,70	7100356,76	2154,990	2612766	0,368	9,6	2,12
1989	9301228,93	8388429,16	2868,889	3065169	0,365	12,6	2,86
1990	10072063,08	10072063,08	3419,888	3640008	0,361	13,4	2,60
1991	10418785,73	11534190,46	2888,194	3919553	0,340	11,4	3,37
1992	10792787,43	12951000,72	2610,858	4130244	0,319	8,9	4,46
1993	10772746,79	13545854,09	2738,071	4031566	0,298	6,5	4,10
1994	11031292,72	14717082,81	2626,007	4624206	0,314	5,2	3,87
1995	11296043,74	15793666,86	2558,728	5142117	0,326	4,1	3,99
1996	11702701,32	16787657,07	3185,132	5522634	0,329	3,1	
1997	12170809,37	18000397,42	3348,470	6130124	0,341	2,2	

ANEXO 3

Alguns resultados práticos para as séries em análise

Testes de ordem de integração

1.1- Série: Logaritmo natural do PIB (y_t)

1.1.1-Resultado do teste DF

$$\Delta y_t = 1,10467 + 0,0292t - 0,0733 y_{t-1}$$

t - rácios (1,102) (0.892) (-1,046)

DW = 1,195 VC = -3,5195 relativo ao teste DF (nível de significância de 5%)

1.1.2-Resultado do teste ADF(1)

$$\Delta y_t = 2,0547 + 0,0621t - 0,1415 y_{t-1} + 0,458 \Delta y_{t-1}$$

t - rácios (2,159) (1,983) (-2,118) (3,1005)

Breusch - Godfrey (1) = 0,02
Breusch - Godfrey (2) = 1,97
Breusch - Godfrey (3) = 5,19
DW = 2,03 VC = -3,597 relativo ao teste ADF(1) (nível de significância de 5%)

1.1.3-Resultado do teste ADF(2)

$$\Delta y_t = 2,2027 + 0,0662t - 0,1516 y_{t-1} + 0,4404 \Delta y_{t-1} + 0,0240 \Delta y_{t-2}$$

t - rácios (2,063) (1,877) (-2,022) (2,790) (0,1416)

Breusch - Godfrey (1) = 1,964
Breusch - Godfrey (2) = 5,180
Breusch - Godfrey (3) = 5,630
DW = 2,00 VC = -3,5217 relativo ao teste ADF(2) (nível de significância de 5%)

1.2- Série: Logaritmo natural da taxa de crescimento da procura nominal (Δx_t)

1.2.1-Resultado do teste DF

$\Delta(\Delta x)_t =$	$0,0243 + 0,0000118 t - 0,1832 \Delta x_{t-1}$
$t - \text{rácios}$	$(1,6298) \quad (-0,0221) \quad (-1,817)$
DW = 2,55	VC = -3,5195 relativo ao teste DF (nível de significância de 5%)

1.2.2-Resultado do teste ADF(1)

$\Delta(\Delta x)_t =$	$0,0244 + 0,0051 t - 0,0849 \Delta x_{t-1} - 0,3788 \Delta(\Delta x)_{t-1}$
$t - \text{rácios}$	$(1,64) \quad (-0,929) \quad (-0,807) \quad (-2,387)$
Breusch - Godfrey (1) = 3,80	
Breusch - Godfrey (2) = 5,22	
Breusch - Godfrey (3) = 6,28	
DW = 2,22	VC = -3,597 relativo ao teste ADF(1) (nível de significância de 5%)

1.2.3-Resultado do teste ADF(2)

$\Delta(\Delta x)_t =$	$0,254 - 0,0096 t - 0,0718 \Delta x_{t-1} - 0,570 \Delta(\Delta x)_{t-1} - 0,328 \Delta(\Delta x)_{t-2}$
$t - \text{rácios}$	$(1,66) \quad (-1,62) \quad (-0,0649) \quad (-3,106) \quad (-1,949)$
Breusch - Godfrey (1) = 1,340	
Breusch - Godfrey (2) = 2,537	
Breusch - Godfrey (3) = 4,261	
DW = 1,869	VC = -3,5217 relativo ao teste ADF(2) (nível de significância de 5%)

1.3- Série: Logaritmo natural dos preços do petróleo (z_t)

1.3.1-Resultado do teste DF

$$\Delta z_t = 0,426 + 0,00722t - 0,07204z_{t-1}$$

t - rácios (1,505) (0,533) (-0,895)

DW = 2,037 VC = -3,5467 relativo ao teste DF (nível de significância de 5%)

1.3.2-Resultado do teste ADF(1)

$$\Delta z_t = 0,435 + 0,0507t - 0,0648z_{t-1} - 0,0307\Delta z_{t-1}$$

t - rácios (1,47) (0,3395) (-0,7469) (-1,609)

Breusch - Godfrey (1) = 1,052
Breusch - Godfrey (2) = 3,111
Breusch - Godfrey (3) = 2,462
DW = 1,998 VC = -3,5512 relativo ao teste ADF(1) (nível de significância de 5%)

1.3.3-Resultado do teste ADF(2)

$$\Delta z_t = 0,5012 + 0,0922t - 0,09199z_{t-1} - 0,0107\Delta z_{t-1} + 0,2014\Delta z_{t-2}$$

t - rácios (1,654) (0,5599) (-0,9895) (-0,0545) (1,026)

Breusch - Godfrey (1) = 2,234
Breusch - Godfrey (2) = 1,849
Breusch - Godfrey (3) = 6,109
DW = 2,12 VC = -3,5562 relativo ao teste ADF(2) (nível de significância de 5%)

1.4- Série: Logaritmo natural do “grau de abertura da economia ao exterior” (ga_t)

1.4.1-Resultado do teste DF

$\Delta ga_t =$	$-0,734 + 0,07689t - 0,4094 ga_{t-1}$
$t - \text{rácios}$	$(-3,002) \quad (2,717) \quad (-3,138)$
DW = 2,097 VC = -3,516 relativo ao teste DF (nível de significância de 5%)	

1.4.2-Resultado do teste ADF(1)

$\Delta ga_t =$	$-0,656 + 0,0696t - 0,3658 ga_{t-1} - 0,0974 \Delta ga_{t-1}$
$t - \text{rácios}$	$(-2,29) \quad (2,125) \quad (-2,413) \quad (-0,5911)$
Breusch - Godfrey (1) = 1,194	
Breusch - Godfrey (2) = 1,769	
Breusch - Godfrey (3) = 1,870	
DW = 2,04 VC = -3,5188 relativo ao teste ADF(1) (nível de significância de 5%)	

1.4.3-Resultado do teste ADF(2)

$\Delta ga_t =$	$-0,5125 + 0,0548t - 0,2903 ga_{t-1} - 0,1963 \Delta ga_{t-1} - 0,1836 \Delta ga_{t-2}$
$t - \text{rácios}$	$(-1,590) \quad (1,4878) \quad (-1,715) \quad (-1,05467) \quad (-1,0927)$
Breusch - Godfrey (1) = 0,506	
Breusch - Godfrey (2) = 0,604	
Breusch - Godfrey (3) = 0,532	
DW = 1,96 VC = -3,5217 relativo ao teste ADF(2) (nível de significância de 5%)	

1.5- Série: Taxa de inflação (π_t)

1.5.1-Resultado do teste DF

$$\Delta\pi_t = 3,162 - 0,07303t - 0,1344\pi_{t-1}$$

t - rácios (1,739) (-1,0148) (-1,440)

DW = 2,300 VC = -3,524 relativo ao teste DF (nível de significância de 5%)

1.5.2-Resultado do teste ADF(1)

$$\Delta\pi_t = 3,563 - 0,1037t - 0,1102\pi_{t-1} - 0,1774\Delta\pi_{t-1}$$

t - rácios (1,803) (-1,323) (-1,0878) (-0,982)

Breusch - Godfrey (1) = 0,2624

Breusch - Godfrey (2) = 0,3534

Breusch - Godfrey (3) = 9,1660

DW = 2,037 VC = -3,5425 relativo ao teste ADF(1) (nível de significância de 5%)

1.5.3-Resultado do teste ADF(2)

$$\Delta\pi_t = 4,347 - 0,1357t - 0,1089\pi_{t-1} - 0,2074\Delta\pi_{t-1} - 0,0962\Delta\pi_{t-2}$$

t - rácios (2,0001) (-1,556) (-0,9937) (-1,066) (-0,5123)

Breusch - Godfrey (1) = 0,1019

Breusch - Godfrey (2) = 8,7966

Breusch - Godfrey (3) = 9,1170

DW = 2,0038 VC = -3,5468 relativo ao teste ADF(2) (nível de significância de 5%)

ANEXO 4

Análise Gráfica

Gráfico nº 1 – PIB NOMINAL – Taxa de variação (Δx_t)

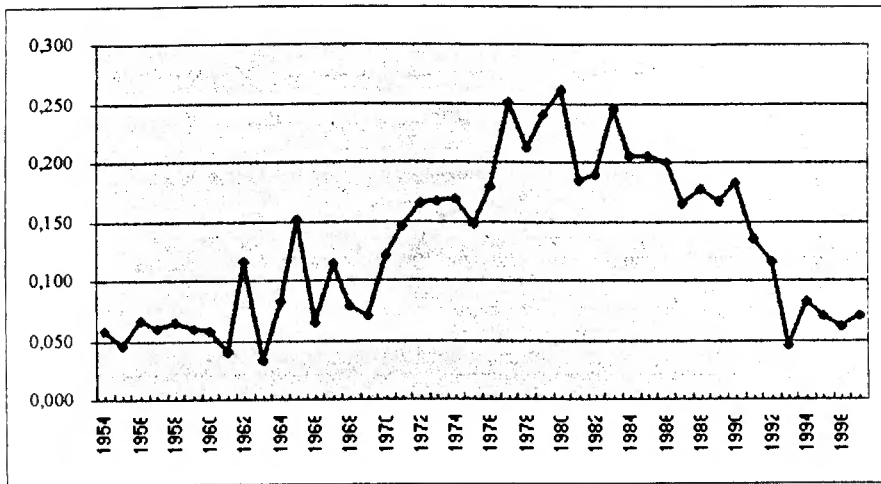


Gráfico nº 2 – DESVIOS DE Y (em relação a uma tendência linear - $y_t = c + \beta t$)

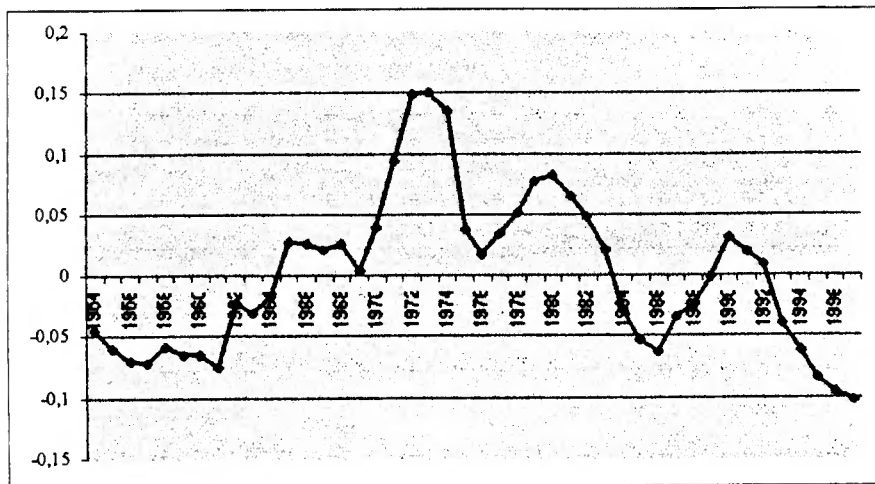


Gráfico nº 3 – Resíduos relativos à equação nº12

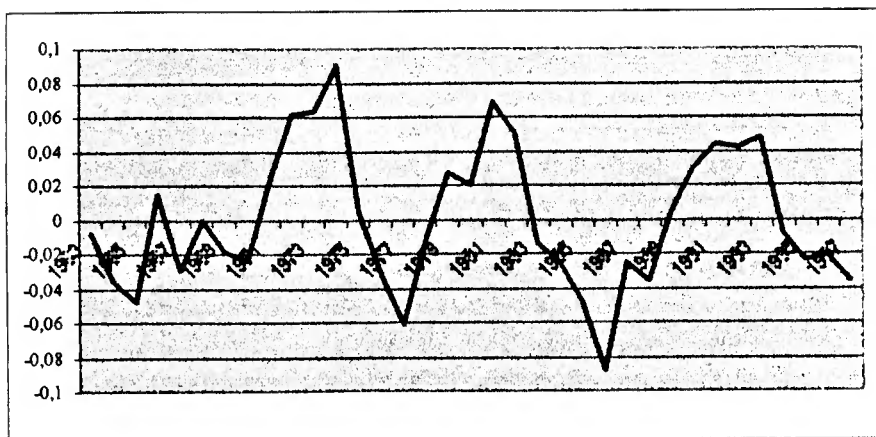


Gráfico nº 4 – Logaritmo dos preços do petróleo (z_t)

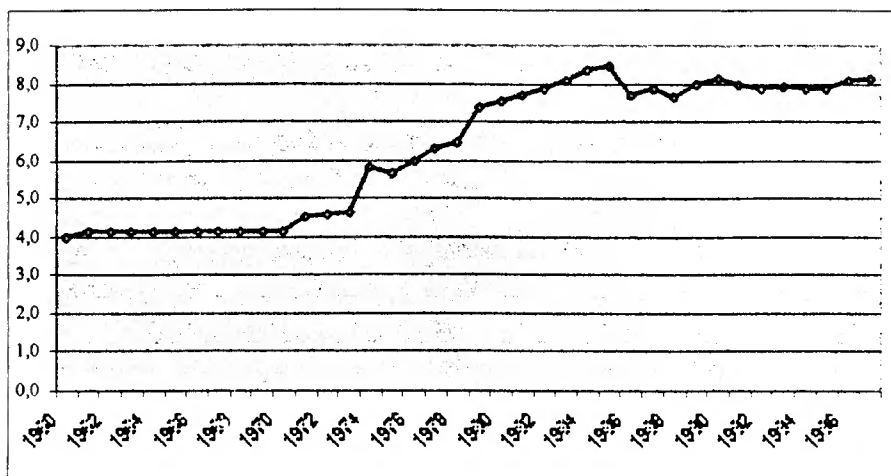


Gráfico nº 5 – Logaritmo dos preços do petróleo – taxa de variação (Δz_t)

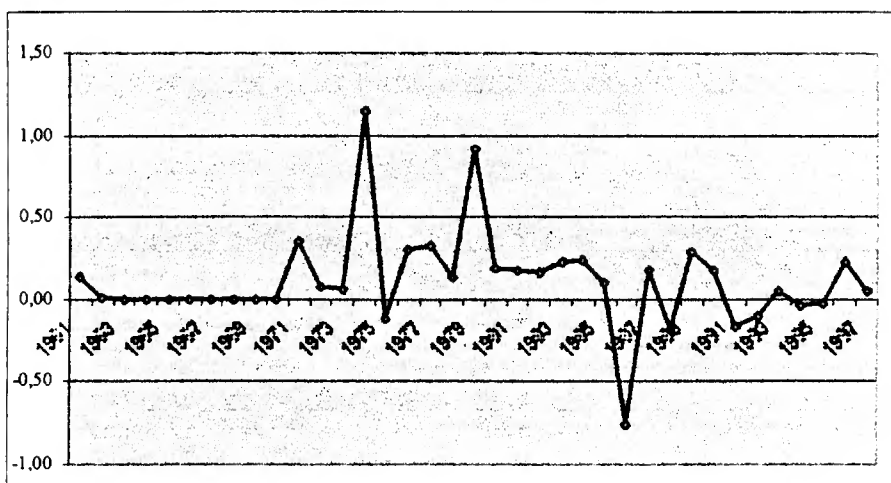


Gráfico nº 6 – Resíduos relativos à equação nº 13

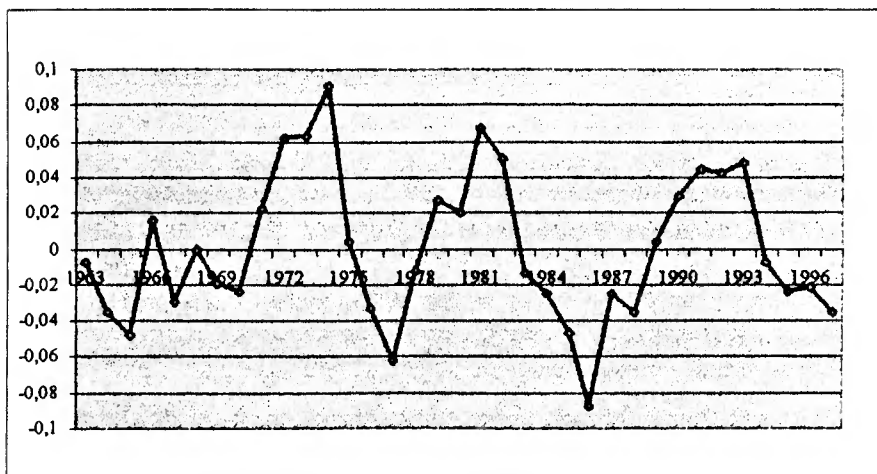


Gráfico nº 7 – Logaritmo do Grau de Abertura da Economia (ga_t)

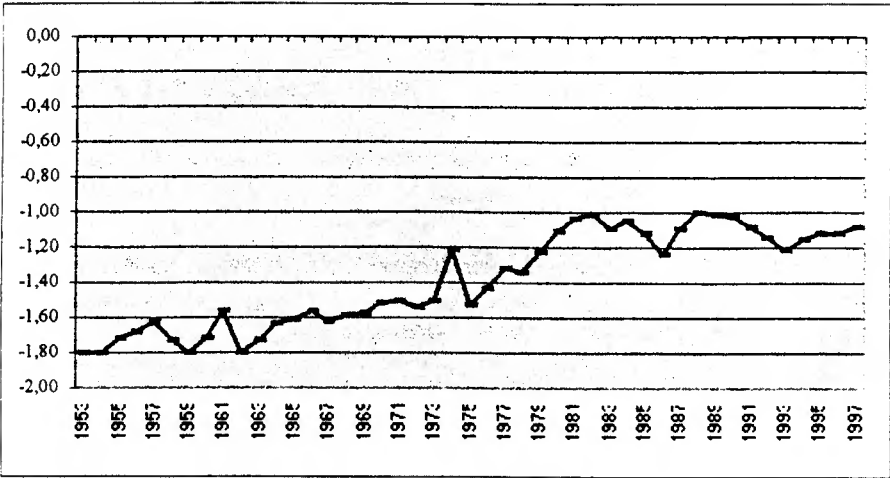


Gráfico nº 8 – Logaritmo do Grau de Abertura da Economia – taxa de variação (Δga_t)

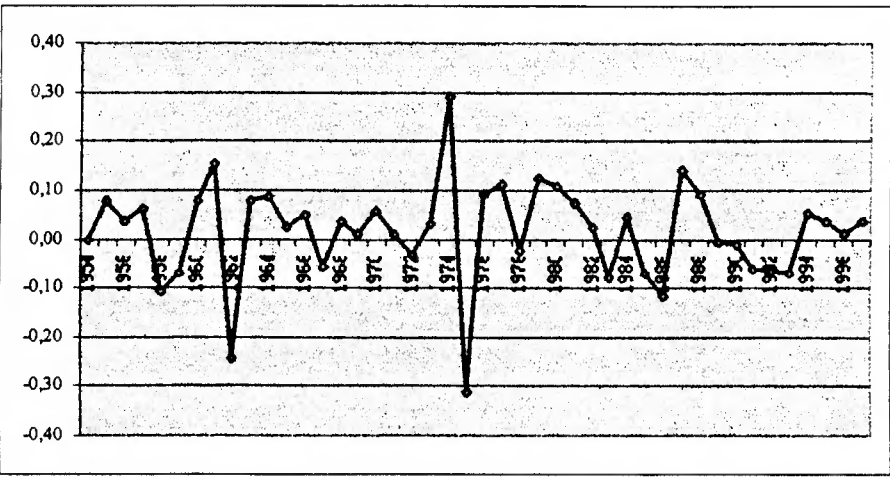


Gráfico nº 9 – Comportamento do termo autónomo

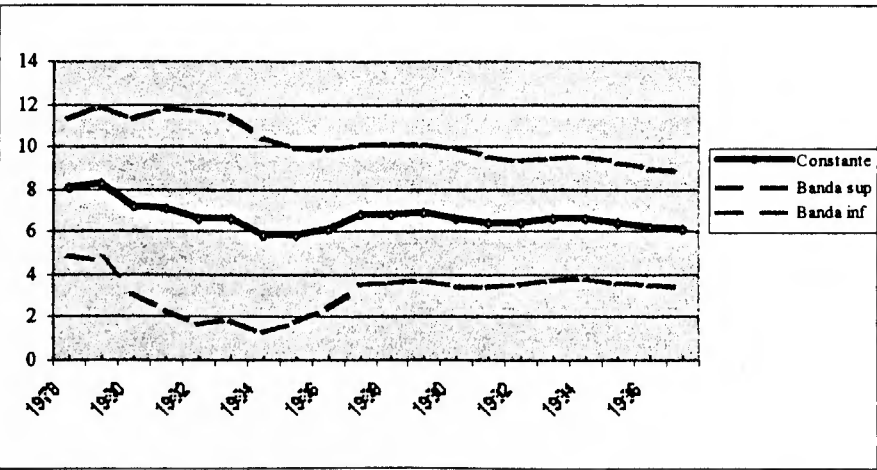


Gráfico nº 10 – comportamento do coeficiente associado a $\Delta^2 x_t$

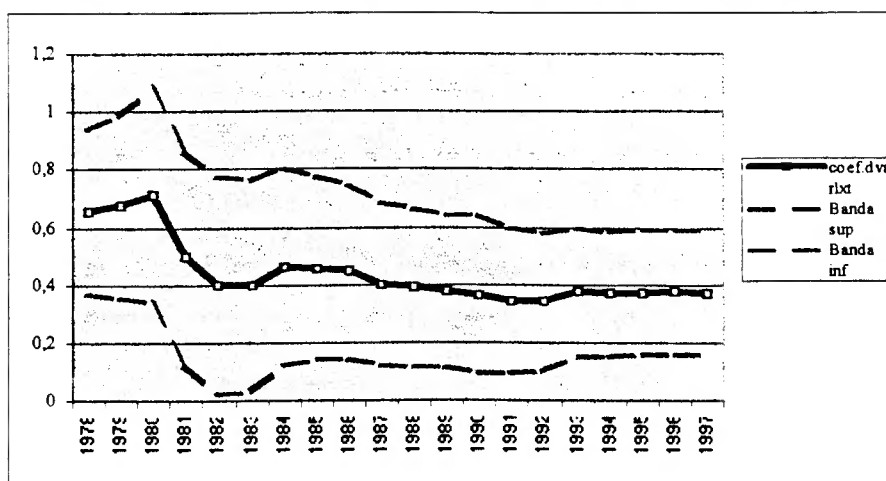


Gráfico nº 11 – comportamento do coeficiente corrector do erro (μ_1)

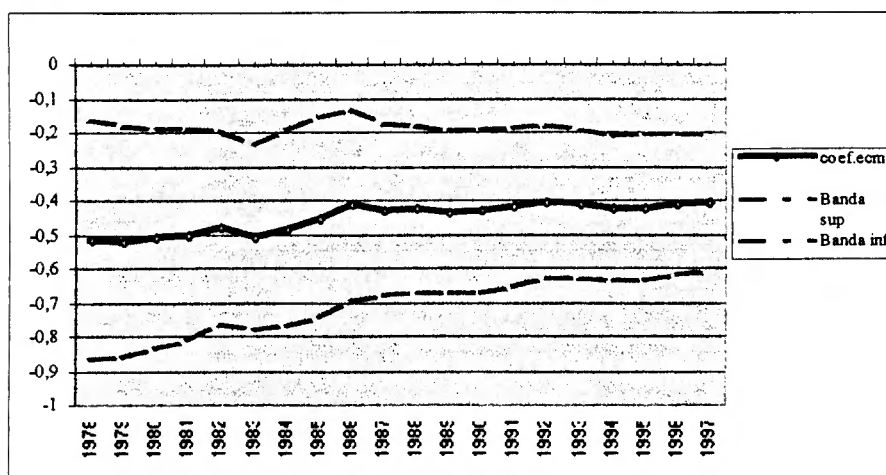


Gráfico nº 12 – comportamento da Taxa de Inflação (π_t)

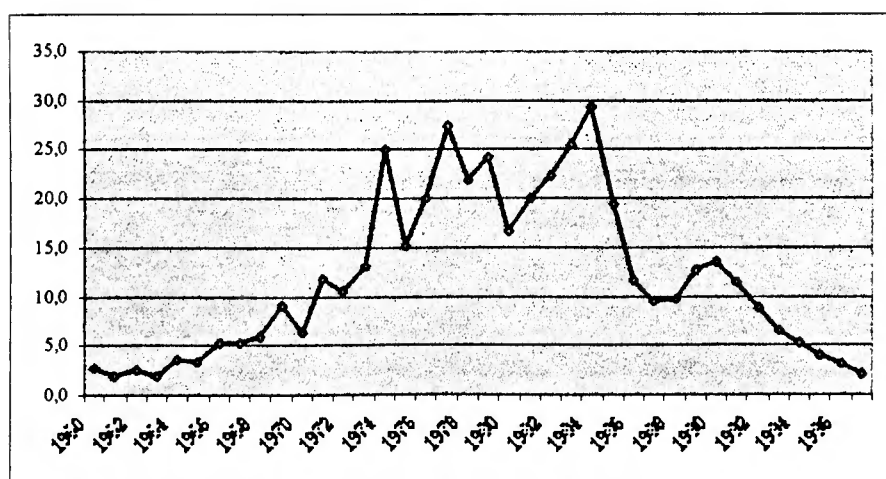


Gráfico nº 13 – comportamento das primeiras diferenças da Taxa de Inflação ($\Delta\pi_t$)

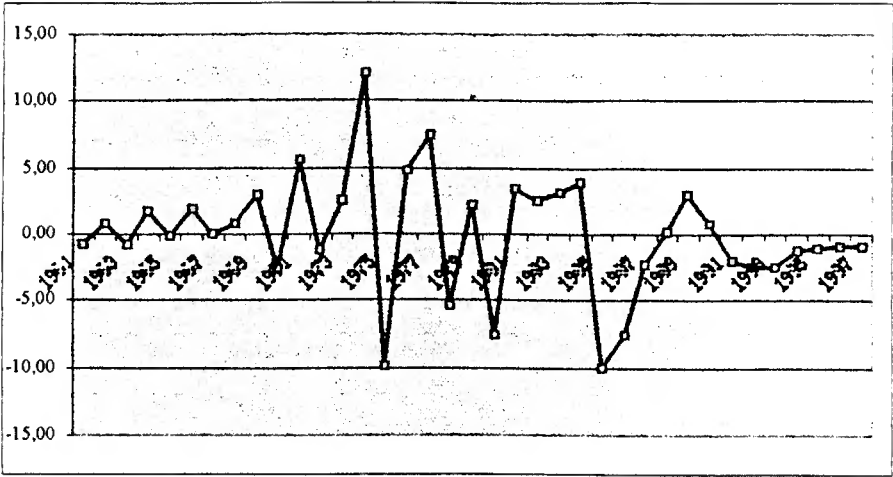


Gráfico nº 14 – comportamento das primeiras diferenças do PIB nominal (Δ^2x_t)

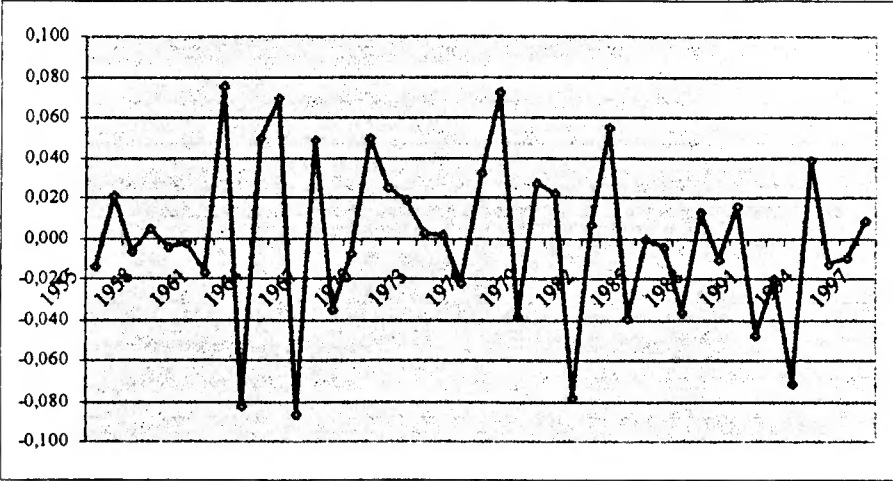


Gráfico nº 15 – comportamento da volatilidade do PIB Nominal (ω)

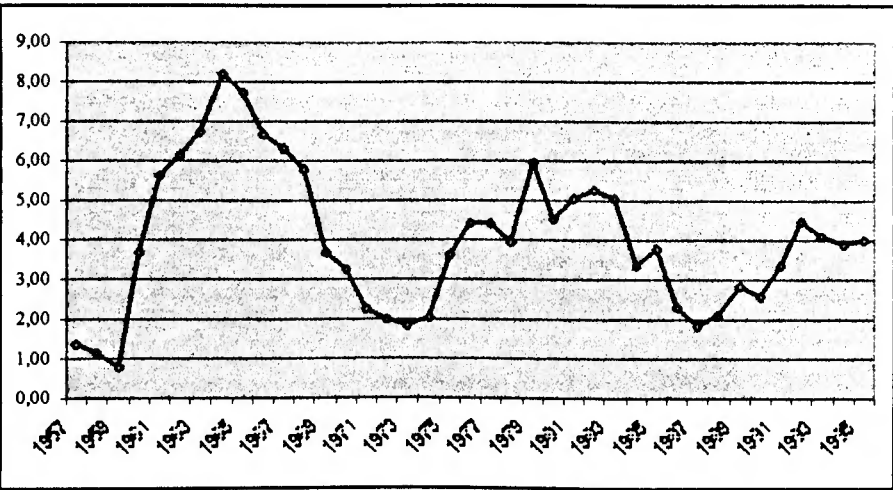


Gráfico nº 16 – Comportamento do coeficiente associado a $\Delta^2 x_t$

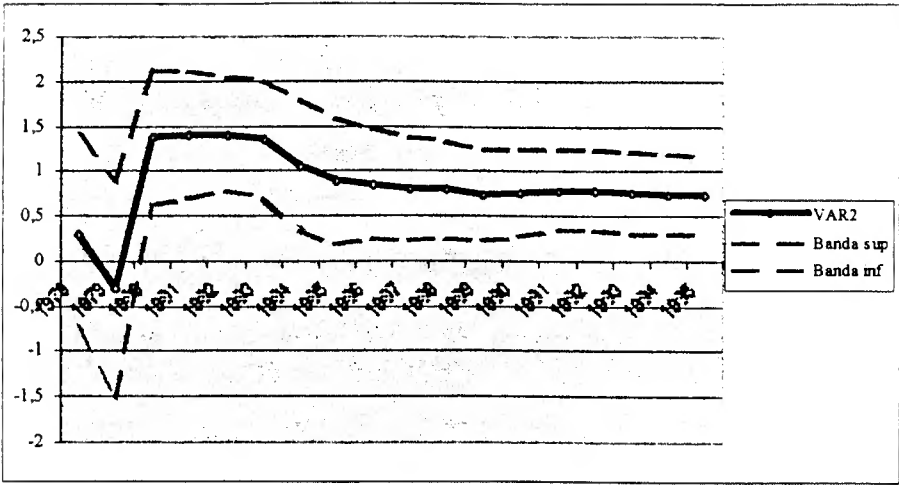


Gráfico nº 17 – Comportamento do coeficiente associado a $\Delta(\omega \Delta x)_t$

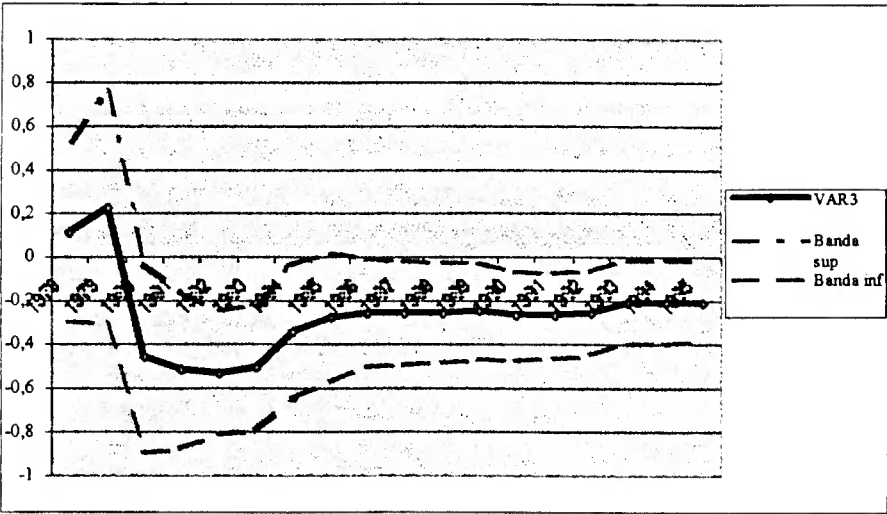


Gráfico nº 18 – Comportamento do coeficiente associado a $\Delta(\omega^2 \Delta x)_t$

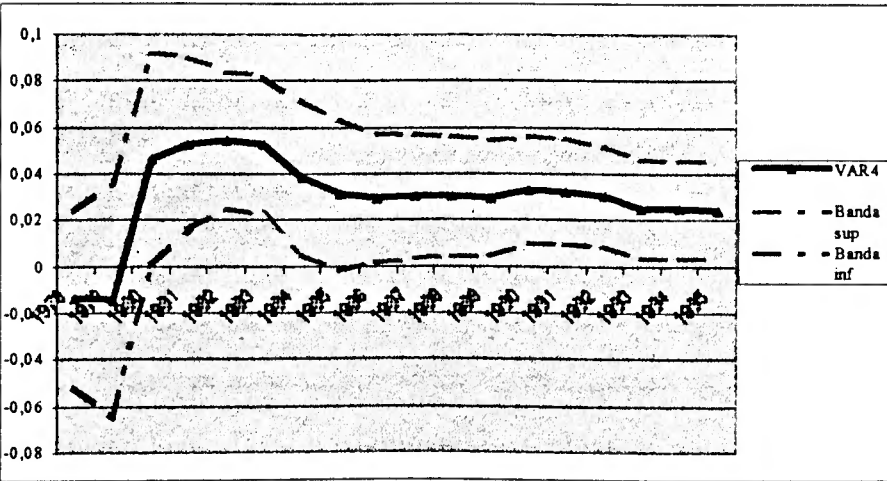
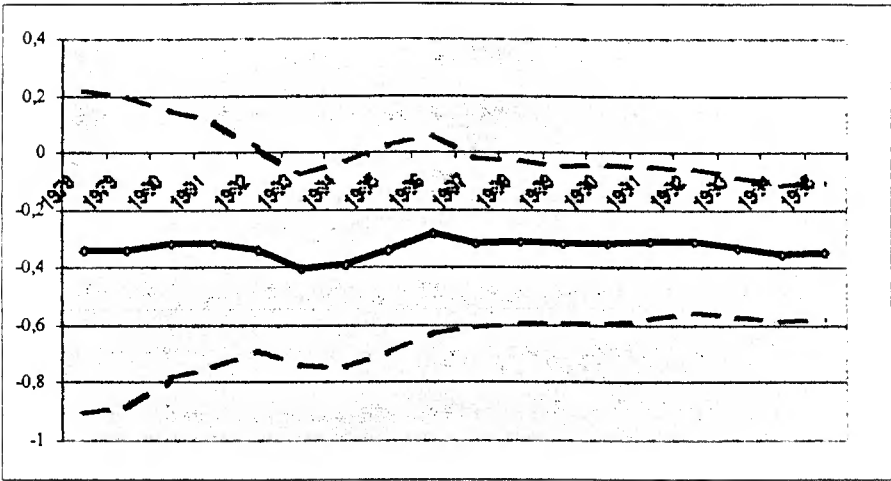


Gráfico nº 19 – comportamento do coeficiente corrector do erro (μ_1)



REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Akerlof G.A., Rose A., Yellen J. (1988), "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off: Comment", *Brooking Papers on Economic Activity*, 19, n°1, pp. 66-75;

Anonymous (1992), "Policy after the ERM; Supervision after Bingham", *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol.32, n°4, pp. 458-460;

Ball L., Mankiw N. G., Romer D. (1988), "The new Keynesian economics and the output-inflation trade-offs", *Brooking Papers on Economic Activity*, 19, n°1, pp.1-82.;

Banerjee, A. *et al.* (1986), "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Trough Static Models: Some Monte Carlo Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, n°3;

Banerjee, A. e Hendry, D.F. (1992), "Testing integration and cointegration: na onvreview", *OBES*, 54, pp. 225-55;

Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W. e Hendry, D. F. (1993), "Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data", *Oxford University press*, Oxford, Caps. 1, 3, 4, 5, 7, 8.1 e 8.2, 9.5;

Banerjee A., Dolado J. J., Mestre R. (1998), "Error-correction mechanism test for cointegration in a single-equation framework", *Journal of Time-Series Analisys*, vol.19, n°3, pp. 265-283;

Barghava, A. (1986), "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, n°53;

Blejer M. I., Fernandez R. B. (1978), "On the Output-Inflation Trde-Off in an Open Economy: A Short-Run Monetary Approach", *Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 46, n°2, pp. 123-38;

Boswijk, H.P. (1994), "Unit Roots and Cointegration: Statistical Analysis and Asymptotic Theory", *Tinbergen Institute and University of Amsterdam*;

Boswijk, H.P. (1994), "Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models", *Journal of Econometrics*, Vol. 63, n°1, pp. 37-60;

Boswijk, H.P. (1995), "Efficient inference na cointegration parameters in structural error correction models", *Journal of Econometrics*, 69, pp. 133-58;

Campbell, J. Y. e Perron, P. (1991), Pifalls and opportunities: "What macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 141-219;

Campbell, J. Y. e Perron, P. (1992), "Racines unitaires en macroéconomie: Le cas multidimensionnel", *Annales D'Économie et de statistique*, n° 27, pp. 1-49;

Charemza, W. W. e Deadman, D. F. (1992), "New Directions in Econometric Prattice", *Edward Elgar*;

- Clements, H. P. (1995), "Rationality and the role of judgement in macroeconomic forecasting", *Economic Journal: the journal of the royal economic society*, Vol. 105, pp. 410-20;
- Cuthbertson, K., Hall, S. G. e Taylor, M. P. (1992), "Applied Econometric Techniques", Philip Allan, Cap. 5;
- Cuthbertson, K., Hall, S. G., Taylor, M. P. e Blackwell, B. (1990), "Rational expectations and the New Classical View", Cap. 3 do livro "Macroeconomics Systems", pp. 79-89;
- Davidson, R. e MacKinnon, J. G. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics", Oxford University Press, Caps. 19 e 20;
- Defina R. H. (1991), "Internacional evidence on a new Keynesian theory of the output-inflation trade-off", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol.23, nº3, part I, pp. 410-22;
- Defina R. H., Stark T. C., Taylor H. E. (1996), "The Long-Run Variance of Output and Inflation Under Alternative Monetary Policy Rules", *Journal of Macroeconomics*, Vol.18, nº2, pp. 235-251;
- Dickey, D. A. e Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 423-33;
- Dickey, D. A. e Pantula, S. G. (1987), "Determining the order of differencing in autoregressive processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 455-61;
- Dolado, J. J., (1989), "Cointegration: una panoramica", Banco de España, Servicio de Estudios, Documento trabajo nº 8902;
- Dolado, J. J., Jenkinson, T. e Sosvilla-Rivero, S. (1990), "Cointegration and unit roots", *Journal of Economics Surveys*, 4, pp. 249-73;
- Dolado, J. J., Salido-López, J. D. e Veja J. L. (1996), "Short-and Long-Run Phillips Trade-Offs and the Cost of Disinflationary Policies", Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper Series nº 1483;
- Enders, W. (1995), "Applied Econometrics Time Series", John Wiley & Sons, Inc., New York;
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", reimpresso in Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.) (1991), "Long-run Economic Relationships", pp. 81-111;
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.) (1991), "Long run Economic Relationships: Readings in Cointegration", Oxford University Press, Oxford. pp. 1-16;
- Engle, R. F. e Yoo, S. (1987), "Forecasting and testing in co-integrated system", *Journal of econometrics*, reimpresso in Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.), (1991), "Long-run Economic Relationships", pp. 113-29;

Engle, R. F. e Yoo, S. (1991), "Cointegrated economic time series: an overview with new results", in Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, pp. 237-66;

Ericsson, N. R. (1995), "Conditional and structural error models", *Journal of Econometrics*, 69, pp. 159-71;

Fuhrer, Jeffer. C. (1994), "Goals, guidelines, and constraints facing monetary policymakers: Proceedings of a conference held at North Falmouth, Massachusetts, Conference Series, nº.38, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, p.258;

Fuhrer, Jeffer. C. (1997), "Inflation/Output Variance Trade-Offs and Optimal Monetary Policy", *Journal of Money, Credit & Banking*, Vol. 29, nº2, pp. 214-434;

Fuller, W. (1976), "Introduction to Statistical Time Series", John Wiley & Sons, Inc., New York;

Gerhaeuser, K. (1989), "Output-Inflation Trade-Offs in Industrial and Developing Countries: A Corrective Note", *Journal of Macroeconomics*, Vol.11, nº3, pp. 463-65;

Gourieroux, C. e Monfort, A. (1990), "Séries Temporelles et Modèles Dynamiques", *Economica*, Paris;

Granger, C. W. J. (1986), "Developments in the study of cointegrated economic variables", *OBES*, 48, pp. 213-28, reimpresso in Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.) (1991), pp. 65-80;

Granger, C. W. J. e Newbold, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120;

Granger, C. W. J. (1991), "Some recent generalizations of cointegration and the Analysis of Long-Run Relationships", reimpresso in Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.) (1991), pp. 277-86;

Hamilton. J. D. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press, New Jersey, Caps. 15 a 20;

Haug, Alfred A., (1992), "Critical values for the Z-Phillips-Ouliaris test for cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, pp. 473-480;

Hendry, D.F (1995), "Dynamic Econometrics", Oxford University Press, Oxford;

Holden, D. e Pearman, R. (1994), "Unit roots and cointegration for the economist", in Rao, B. B. (ed.), *Cointegration for the applied Economist*, St. Martin's Press. pp. 47-112;

Hughes Hallet A. J. (1991), "Price discipline, Output cost and Exchange Rate Stabilisation: Empirical Estimates for the G3 Countries", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 38, nº4, pp. 305-16;



Judd J. P., Beebe J. H. (1993), "The output-inflation trade-off in the United States: Has it changed since the 1970s?", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, nº 3, pp. 25-34;

Katsimbris, G. M. (1990), "Intracountry Evidence on the Lucas Variance Hypothesis", *Economics Inquiry*, Vol.28, nº4, pp. 756-73;

Katsimbris, G. M. (1990), "Output-Inflation and Developing Countries: A Comment and Additional Evidence", *Journal of Macroeconomics*, Vol.12, nº3, pp. 483-99;

Levacic, R. e Rebmann, A. (1982), "The Phillips Relation", retirado do livro "Macroeconomics: an introduction to Keynesian-Neoclassical controversies", Macmillan, 2ª edição, cap. 18;

Levine, P. L. e Pearlman, J. G. (1994), "Credibility, ambiguity and the asymmetric information with wages stickiness", *Journal of Manchester School of Economic & Social Studies*, Vol.62, pp. 21-39;

Lucas, R. E. Jr. (1973), "Some international evidence on output-inflation tradeoffs", *American Economic Review*, Vol. 63, pp. 326-34;

MacKinnon, J. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", in Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.) (1991), pp. 267-76;

Marques, C. R. (1992), "Cointegração e Especificação Dinâmica" (*breve resumo da literatura*), Banco de Portugal, Lisboa;

Marques, C. R. (1995), "Cointegration and the output inflation trade-off: empirical evidence for Portugal", Vol. XIX nº2, Banco de Portugal, Lisboa;

Mizon, G.E. (1994), "Progressive modelling of macroeconomic time series: the LSE methodology", Working paper;

Murray, M. P. (1994), "A drunk and her dog: an illustration of cointegration and error correction", *American Statistician*, 48, pp. 37-9;

Muscattelli, V. A. e Hurn, S. (1992), "Cointegration and dynamic time series models", *Journal of Economic Surveys*, 6, 1, pp. 1-43;

Naish, H. F. (1986), "Price Adjustment Cost and the Output-Inflation Trade-off", Vol.53, nº210, pp. 219-30;

Nelson, C. R. e Plosser, C. I. (1982), "Trends and the walks in macroeconomic time series", *JME*, 10, pp. 139-62;

Odedokun, M. O. (1991), "Evidence on inflation-Output Trade-Off in Developing and Industrial Countries", *Applied Economics*, vol.23, part B, pp. 731-41;



Osterwald-Lenum, M., (1992), "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistic", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 3, pp. 461-72;

Parkin, M. (1986), "The Output-Inflation Trade-Off When Prices Are Costly to Change", Journal of Political Economy, Vol.94, nº1, pp. 200-24;

Perron, P. (1994), "Trends, unit root and structural change in macroeconomic time series", in RAO, B. B. (end), Cointegration for Applied Economists, St. Martin's Press, pp. 113-46;

Santos, J., Braga, J., Teixeira, M. e Aubyn, S. M (1994), "Macroeconomia Exercícios e Teoria", editora McGraw-HILL de Portugal, L.^a, Cap. 6;

Santomero, A., M. e Seater, J.J. (1978), "The Inflation-Unemployment Trade-off: A Critique of the Literature", Journal of economic literature, Vol. XVI, pp. 499-544;

Sbordone, A. Kuttner, K. (1994), "Does inflation reduce productivity?", Economic perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 18, pp. 2-14;

Scarth, W. (1988) "Expectations and the desirability of price flexibility", retirado do livro "Macroeconomics: an introduction to advanced methods", Harcourt, Brace and Jonavitch, cap. 4;

Scarth, W., Harcourt, E., Brace and Jonavitch (1988) "Rational expectations and the Lucas critique", retirado do livro "Macroeconomics: an introduction to advanced methods", cap.5;

Scarth, W., Harcourt, E., Brace and Jonavitch (1988) "Rational expectations: current controversies", retirado do livro "Macroeconomics: an introduction to advanced methods", cap. 6;

Shin, Y., (1994), "A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration", Econometric Theory, 10, pp. 91-115;

Sims, C. A. (1988), "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off: Comment", Brooking Papers on Economic Activity, 19, nº1, pp. 75-79;

Smith, D. (1992), "The Low-Inflation Tiger", Journal Management Today, pp. 27-30;

Stock, J. e Watson., M. (1988), "Variables trends in economic time series", Journal of Economic Perspectives, 2, pp. 147-74;

Swank, O. H. (1997), "Some evidence on policy makers' motives, macroeconomic performance and output-inflation trade-offs", Applied Economics, 29, pp.251-258;